

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
CONJOINTEMENT AVEC
INSTITUT NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE

L'EFFET DU PRIX DE L'ESSENCE SUR L'ÉTALEMENT
URBAIN DANS 12 RÉGIONS MÉTROPOLITAINES CANADIENNES :
UNE ANALYSE DE RÉGRESSION DE PANEL

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉTUDES URBAINES

PAR
IAN GINGRAS

NOVEMBRE 2010

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

J'aimerais remercier monsieur Jean St-Amant, bibliothécaire de référence à l'Université du Québec à Montréal. J'ai grandement profité de sa compétence et de son dévouement sur le plan de la cueillette des données.

Ma gratitude est grande également envers toute ma famille, et particulièrement ma femme Diane Yao, lesquelles m'ont soutenu et encouragé tout au long de la réalisation de cet ouvrage.

Je désire enfin remercier mon directeur de mémoire, monsieur Georges A. Tanguay, professeur au département d'études urbaines et touristiques de l'Université du Québec à Montréal. Du début jusqu'à la fin de ce projet, il a su être disponible tout en me faisant entièrement confiance. De plus, son sens du jugement et sa grande rigueur m'ont amené à me surpasser. J'en suis très reconnaissant.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES ET TABLEAUX.....	v
RÉSUMÉ.....	vi
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	5
1.1 Définitions de l'étalement urbain	5
1.2 Mesures de l'étalement urbain.....	6
1.2.1 La densité	7
1.2.2 La centralité.....	7
1.2.3 La proximité	9
1.2.4 La « nucléarité »	9
1.3 Modélisation de la localisation résidentielle	10
1.4 Modélisation économétrique de l'étalement urbain	15
1.4.1 Brueckner et Fansler (1983)	15
1.4.2 McGibany (2004)	16
1.4.3 McGrath (2005).....	16
1.4.4 Burchfield et al. (2006).....	17
1.4.5 Song et Zenou (2006)	19
1.4.6 Wassmer (2008).....	20
CHAPITRE II	
PARTIE EMPIRIQUE	23
2.1 Objet et période d'étude	23
2.2 Choix des variables dépendantes.....	24
2.2.1 La centralité.....	25
2.2.2 La densité	25
2.2.3 La proximité	26
2.3 Choix des variables indépendantes.....	26

2.4 Analyse statistique des variables dépendantes	28
2.5 Modélisation	32
2.5.1 Modèle log-log	32
2.5.2 Moindres carrés généralisés, effets fixes et effets aléatoires	32
2.5.3 Limites des modèles	33
CHAPITRE III	
RÉSULTATS	35
3.1 Modèle 1 : variable dépendante : proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale	35
3.2 Modèle 2 : variable dépendante : proportion de logements à faible densité	38
3.3 Modèle 3 : variable dépendante : distance de navettage.....	40
3.4 Conclusion.....	43
3.5 Inférence statistique.....	44
CONCLUSION	47
GLOSSAIRE	49
ANNEXE A	
NOTES MÉTHODOLOGIQUES	51
ANNEXE B	
INFORMATION SUR LES TAXES	55
RÉFÉRENCES	56

LISTE DES FIGURES ET TABLEAUX

Figure 1.1	
La rente foncière, la rente agricole et la limite de la ville	11
Figure 1.2	
L'effet d'une diminution du coût de transport.....	13
Figure 2.1	
Tendance de l'étalement urbain.....	30
Tableau 2.1	
Distance médiane de navettage	31
Tableau 2.2	
Statistiques descriptives.....	31
Tableau 3.1	
Résultats, estimations avec effets fixes	37
Tableau 3.2	
Résultats, estimations avec moindres carrés généralisés.....	40
Tableau 3.3	
Résultats, estimations avec effets aléatoires.....	42
Tableau 3.4	
Changements attendus dans la proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale suite à une augmentation de 10 % des variables explicatives	46
Tableau 3.5	
Changements attendus dans la proportion de logements à faible densité dans les RMR suite à une augmentation de 10 % des variables explicatives	46
Tableau 3.6	
Changements attendus dans la distance de navettage dans les RMR suite à une augmentation de 10 % des variables explicatives	46
Tableau A.1	
Différences statistiques entre les deux méthodes	52

RÉSUMÉ

Les régions métropolitaines canadiennes n'échappent pas à l'étalement urbain et plusieurs facteurs récurrents existent dans la littérature scientifique afin d'expliquer ce phénomène. L'un de ces facteurs est la diminution du coût de transport, une diminution reflétée par l'omniprésence de l'automobile. Dans l'optique où le prix de l'essence augmenterait substantiellement, forçant ainsi les agents économiques à changer leur comportement envers les transports urbains, l'un des objectifs de notre étude est de déterminer si une éventuelle hausse du prix de l'essence pourra ralentir l'étalement urbain. À l'aide de données de 12 régions métropolitaines canadiennes échelonnées sur 20 ans, notre analyse de régression de panel révèle qu'une augmentation de 10 % du prix de l'essence : 1) hausserait la proportion de la population d'une région métropolitaine vivant dans la ville centrale de 1,76 %; (2) diminuerait de 6,78 % la proportion de logements à faible densité et (3) diminuerait de 0,15 km la distance médiane de navettage.

Mots clés : Étalement urbain, prix de l'essence, régions métropolitaines canadiennes.

INTRODUCTION

Au Canada, nous observons une forme urbaine qui s'apparente à l'étalement urbain, c'est-à-dire un déplacement de la population du centre vers la périphérie. Par exemple, entre 2001 et 2006, pour l'ensemble des 33 régions métropolitaines de recensement (RMR), les municipalités centrales¹ ont connu une croissance de la population de 4,2 %, alors que celles des municipalités périphériques étaient de 11,1 %².

Selon la littérature scientifique, il existe une multitude de facteurs liés à l'étalement urbain : (i) la fiscalisation de l'utilisation du sol (Wassmer 2002, 2006, 2008); (ii) la taxe à la propriété (Brueckner et Kim, 2003; Song et Zenou, 2006); (iii) les types d'industrie (Burchfield *et al.*, 2006 ; Felsenstein, 2002 ; Gordon et Richardson, 1996) et (iv) le climat et la topographie (Burchfield *et al.*, 2006). Les facteurs les plus récurrents sont ceux que Mieszkowski et Mills (1993) ont catégorisés sous l'appellation « évolution naturelle » (*natural evolution*) : la population, les revenus, les coûts de transport et la rente agricole (Burchfield *et al.*, 2006 ; McGibany, 2004 ; McGrath, 2005; Song et Zenou, 2006; et Wassmer, 2002, 2006, 2008). Dans la présente étude, nous nous intéressons principalement aux facteurs d'évolution naturelle et précisément aux coûts de transport privé. *Ceteris paribus*, l'automobile a permis de réduire le coût de déplacement domicile-travail, c'est-à-dire que pour une période de temps donnée, les navetteurs peuvent maintenant parcourir de plus longues distances. Ainsi, avec les années, les ménages se sont éloignés de leur lieu de travail, situé souvent dans la municipalité centrale, pour s'établir de plus en plus loin en banlieue.

Cependant, pour plusieurs, le coût de déplacement domicile-travail augmentera *ceteris paribus*, puisque le prix de l'essence en dollars réels ne cesse de croître au fil des ans. À

¹ La municipalité centrale est définie comme la municipalité qui donne son nom à la région métropolitaine de recensement.

² Statistique Canada. 2007. *Portrait de la population canadienne en 2006, Recensement de 2006*, n° 97-550-XIF au catalogue, Ottawa.

titre d'illustration, le prix du gallon d'essence aux États-Unis en dollars constants est passé de 1,80 \$ en 2004 à 4 \$ en 2008³. Par exemple, si les prévisions de 200 \$ le baril en 2012 se réalisaient, le prix réel de l'essence passerait alors à 7 \$ le gallon. Il est fort probable que cette hausse du prix de l'essence forcerait les Américains à changer leur comportement à l'égard du transport. Ceci est reflété par le fait qu'en juin 2008, ils avaient déjà parcouru 11 milliards de milles de moins comparativement à 2007, soit un déclin de 4,3 %. Aussi, l'élasticité prix-distance d'un gallon est estimée à environ 0,06 et une augmentation de 10 % du prix de l'essence mènerait à une réduction de 0,6 % de milles parcourus, *ceteris paribus*. Ainsi, en guise d'illustration, les hausses cumulées de 280 % du prix de l'essence, entre 2004 et la prévision de 7 \$ le gallon en 2012, devraient conduire à une baisse de 16,8 % des milles parcourus sur les routes américaines, *ceteris paribus*⁴.

Dans l'optique de ce que nous venons de décrire, il est légitime de croire que l'augmentation substantielle du prix de l'essence pourrait contraindre aussi les Canadiens à délaisser de plus en plus l'automobile. Déjà, nous observons des changements depuis plusieurs années. En effet, la proportion des travailleurs résidant dans les RMR et qui s'étaient rendus au travail en automobile, que ce soit comme conducteurs ou comme passagers, a légèrement fléchi depuis les 10 dernières années (78,1 % en 1996, 77,8 % en 2001 et 76,8 % en 2006)⁵. Notons par contre, que ceci n'est pas nécessairement statistiquement significatif étant donné que d'autres facteurs peuvent avoir influencé cette tendance. Mentionnons, entre autres, la prise de conscience de l'environnement, les hausses de tarif des parcomètres, les voies réservées au covoiturage, les stationnements incitatifs près des stations de métro, etc.

Dans cette veine, un facteur important peut nous laisser croire que les Canadiens seront moins dépendants de la voiture suite à une augmentation significative du prix de l'essence, est que l'utilisation du transport en commun est plus fréquente dans les grandes régions

³ Les différences de prix entre le Canada et les États-Unis sont en grande partie attribuables aux taxes, lesquelles varient d'un État ou d'une province à l'autre et aux niveaux nationaux respectifs. À l'exception des taxes, les produits canadiens et américains affichent des prix semblables. Sources : Ressources naturelles Canada : <http://www.nrcan.gc.ca/eneene/sources/pripri/difdif-fra.php>.

⁴ CIBC World Markets Inc. 2008. <http://research.cibcwm.com/res/Eco/EcoResearch.html>.

⁵ Statistique Canada. 2008. *Habitudes de navettage et lieux de travail des Canadiens, Recensement de 2006*, n° 97-561-X au catalogue, Ottawa.

métropolitaines canadiennes qu'américaines. Par exemple, en 2006, les trois RMR présentant les taux d'utilisation du transport en commun les plus élevés étaient Toronto (22,2 %), Montréal (21,4 %) et Ottawa-Gatineau (19,4 %). D'un autre côté, les régions métropolitaines de Boston (11,7 %) et de Chicago (11,4 %), qui sont aussi grandes en termes de population, se rapprochaient des taux observés dans les RMR canadiennes de taille beaucoup plus modeste comme Halifax (11,9 %) et Victoria (10,2 %). Seule la région de New York se détachait des autres régions métropolitaines de l'Amérique du Nord et ce, avec un taux de 31 % en 2006. Par ailleurs, dans leur ensemble, la proportion de travailleurs des 33 RMR canadiennes se rendant au travail en transport en commun est passée de 14,1 % en 1996 à 14,4 % en 2001 et à 15,1 % en 2006⁶. Pour toutes les raisons mentionnées ci-haut, nous croyons que la hausse du prix de l'essence poussera les navetteurs canadiens à délaisser de plus en plus la voiture.

Donc, d'une part, nous observons une forme urbaine des villes canadiennes qui s'apparente à l'étalement urbain et, à première vue, l'un des facteurs expliquant ce phénomène est le coût de transport. D'autre part, le prix de l'essence ne cesse d'augmenter, ce qui, prétendons-nous, contribuera à l'utilisation moindre de l'automobile.⁷ Y a-t-il une relation entre le prix de l'essence et l'étalement urbain dans les régions métropolitaines canadiennes ? Et si oui, quelle est la contribution de la hausse du prix de l'essence relativement aux autres facteurs ? Une augmentation substantielle du prix de l'essence peut-elle contribuer au ralentissement de ce phénomène ? Voilà les questions auxquelles tente de répondre la présente étude.

Nous sommes conscients qu'en opposition à notre hypothèse, les hausses des coûts de transport peuvent avoir d'autres effets. En effet, ceci est reflétée par le fait que certaines RMR connaissent une croissance plus rapide de l'emploi dans les municipalités de banlieue comparativement aux municipalités centrales⁸. Les travailleurs pourraient donc toujours

⁶ Ibid.

⁷ Dans un contexte de congestion automobile, il peut y avoir deux effets opposés suite à une hausse du prix de l'essence : 1) une diminution du kilométrage pour certaines personnes (ceux qui utilisaient les routes avant la hausse); 2) une augmentation de l'utilisation de la voiture par des gens découragés par la congestion. Ainsi, malgré que dans les métropoles où l'on observe de la congestion, il est possible que l'effet de prix domine, cela reste à déterminer.

⁸ Ibid.

parcourir de moins longues distances tout en s'établissant en banlieue. Cependant, en général, malgré la décentralisation des travailleurs, les quartiers centraux demeurent des pôles d'emploi importants. Cela se reflète à tout le moins dans la municipalité de Montréal où en 2006, le nombre de personnes y travaillant excédait de près de 270 000 le nombre de travailleurs qui y vivaient⁹. C'est pourquoi nous avançons, comme hypothèse, que la hausse du prix de l'essence peut ralentir l'étalement urbain dans les régions métropolitaines canadiennes, *ceteris paribus*.

Finalement, notre hypothèse est aussi appuyée par les conclusions de McGibany (2004) qui a analysé les effets de variations du prix de l'essence sur l'étalement urbain aux États-Unis. Il en conclut que vers la fin des années 80, les États avec les prix de l'essence les plus élevés connaissaient une superficie moyenne des aires urbanisées (*urbanized areas*) moins élevée, *ceteris paribus*. Plus précisément, son étude démontre que chaque pourcentage d'augmentation de la taxe sur l'essence réduit la superficie moyenne des aires urbanisées de près de 5 milles carrés. Pour tester notre hypothèse, nous nous baserons donc sur son modèle économétrique en l'adaptant au cas canadien et en y apportant quelques améliorations. Entre autres, McGibany (2004) n'analyse l'étalement urbain que sur une seule année, comme c'est le cas chez plusieurs chercheurs, alors que ce phénomène en est un de long terme. Nous corrigerons ceci en utilisant des données couvrant 12 régions métropolitaines canadiennes sur une période de 20 ans. En lien avec ce dernier point, nous visons également à combler un vide dans la littérature en appliquant une analyse de régression de panel afin d'expliquer les facteurs sous-jacents à l'étalement urbain au Canada. Pour ce faire, nous comparerons l'effet du prix de l'essence sur l'étalement urbain relativement à d'autres facteurs comme la population, le revenu et la rente agricole.

Le texte comprend trois chapitres. Dans le premier chapitre, une revue de la littérature sera présentée. Nous y discuterons de la définition, des mesures et de la modélisation de l'étalement urbain. Le second chapitre portera sur la partie empirique, dont le noyau sera la présentation de notre modèle. Les résultats suivront dans le dernier chapitre. Finalement, nous conclurons en donnant des perspectives de recherche.

⁹ Ibid.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

1.1 Définitions de l'étalement urbain

La littérature scientifique propose plusieurs définitions de l'étalement urbain, lesquelles diffèrent d'un auteur à l'autre et selon les champs d'études. L'extrait suivant, tiré de Bussière et Dallaire (1994, p. 327), résume bien notre constat :

« L'étalement urbain peut être décrit de nombreuses manières, notamment en termes de population, de logements, d'emplois, de déplacements. L'étalement fait référence à une répartition relative d'un certain nombre de variables socio-économiques sur un territoire donné, entre un centre et une périphérie, ainsi qu'à l'évolution de cette répartition. Le concept d'étalement a donc une dimension à la fois spatiale et temporelle. »

Tout comme Bussière et Dallaire (1994), nous croyons que plusieurs définitions peuvent représenter l'étalement urbain. Ainsi, pour McGibany (2004, p. 33), l'étalement urbain revêt le sens d'expansion spatiale d'une aire urbaine : « The rapid spatial expansion areas, popularly referred to as urban sprawl, has been analyzed extensively. »

Il n'est pas surprenant de voir aussi des chercheurs utiliser l'expression « faible densité », comme c'est le cas de Nechyba et Walsh (2004, p. 178) : « By sprawl, we will mean the tendency toward lower city densities as city footprints expand. »

Si nous retournons à l'extrait de Bussière et Dallaire (1994), ceux-ci font référence à l'opposition centre-périphérie, une dichotomie omniprésente dans la littérature sur l'étalement urbain comme en font foi Chapain et Polèse (2000, p. 304) :

« [...] ce qu'il convient d'appeler la problématique de l'étalement urbain (urban sprawl en anglais); à savoir, le constat, un peu partout, du glissement des localisations résidentielles et commerciales du centre vers la périphérie. »

Enfin, la citation de Bussière et Dallaire (1994) se termine en précisant que le concept d'étalement recèle une dimension temporelle. Comme nous allons le voir avec la revue de la littérature, quelques chercheurs explorent cette dimension afin de mieux comprendre cette particularité urbaine.

Ainsi, il est clair que la notion d'étalement urbain diffère souvent d'un chercheur à l'autre et qu'en fin de compte, il est peu probable de présenter une définition qui fasse l'unanimité. À la limite, même si une définition faisait l'unanimité, cela ne mettrait pas fin aux nombreux débats sur la conceptualisation du phénomène. En effet, si l'étalement urbain réfère à une nouvelle zone de développement à faible densité, quel sera le niveau de densité qui sera considéré comme faible ? Ceci demeure subjectif et il n'existe pas de réponses définitives.

Par contre, en bout de ligne, le grand nombre de définitions potentielles de l'étalement urbain n'altère pas notre objectif qui est de déterminer s'il y a un lien entre une forme urbaine plus étalée et le prix de l'essence. Pour ce faire, il nous faut simplement une mesure de l'étalement urbain. Puisqu'il y a diverses définitions, il y a maintes mesures que nous pouvons privilégier et qui s'avèrent acceptables. À cet égard, la section qui suit nous éclairera.

1.2 Mesures de l'étalement urbain

Galster *et al.* (2001) classent les mesures de l'étalement urbain selon huit dimensions : la densité, la continuité, la concentration, la grappe (*clustering*), la centralité, la « nucléarité » (*nuclearity*), la mixité de l'usage du sol (*mixed uses*) et la proximité. Chaque dimension a été testée sur 13 aires urbanisées américaines pour l'année 1990 et ce, avec l'aide de systèmes d'informations géographiques (SIG). Par contre, dans la présente étude, nous ne ferons pas usage des SIG. Donc, nous ne verrons que quatre dimensions pouvant

s'opérationnaliser sans l'aide de ces systèmes, soient : la densité, la centralité, la proximité et la « nucléarité ».

1.2.1 La densité

Dans un modèle économétrique, Wassmer (2008) utilise la densité de la population, c'est-à-dire le nombre de personnes dans une aire urbanisée divisé par la superficie totale en mille carré. Toutefois, Galster *et al.* (2001) estiment que les logements sont de meilleures unités de mesure puisque cela tient compte de l'utilisation du sol. D'autre part, selon eux, la superficie des terres développées, soit celle qui ne considère pas les cours d'eau, les infrastructures publiques, etc. est un meilleur dominateur que la superficie totale. Ainsi, Galster *et al.* (2001) calculent la densité par le nombre moyen d'unités de logement par la superficie (en mille carré) des terres développées. Song et Knapp (2004), quant à eux, la mesurent de trois façons différentes : la superficie médiane des terrains des logements unifamiliaux dans un quartier (plus la superficie est petite, plus la densité est forte), le nombre de logements unifamiliaux par acre dans un quartier (plus le nombre est élevé, plus la densité est forte) et la superficie médiane (en pieds carrés) de plancher par logement unifamilial dans un quartier (plus la superficie est petite, plus la densité est forte).

1.2.2 La centralité

La centralité est définie comme le degré de localisation du développement résidentiel ou non résidentiel (ou les deux à la fois) près du *Central Business District* (CBD) d'une aire urbaine (Galster *et al.*, 2001). Cette dimension est largement exploitée et ce, de différentes manières. Par exemple, c'est ainsi que Bussière et Dallaire (1994) présentent une analyse comparative d'un certain nombre d'indicateurs d'étalement urbain pour les régions métropolitaines de Montréal et Toronto et 10 autres agglomérations à travers le monde durant la période 1960-1980. Entre autres, ils ont comparé le poids relatif de la population et de l'emploi des villes centrales par rapport à la périphérie.

C'est aussi dans cette veine que Wassmer (2000) examine les tendances de Sacramento (en Californie) et de nombreuses autres régions métropolitaines des États-Unis. Pour différentes périodes, il compile la proportion de la population métropolitaine vivant dans la ville centrale, la région centrale et l'aire urbanisée. Également, il compare, toujours par zone urbaine, la part de l'emploi, des ventes au détail, des terres agricoles, le taux de pauvreté, le niveau de revenu, du taux de chômage et le temps de déplacement domicile-travail. Notons que comparer le poids relatif de la population ou de l'emploi par zone urbaine est chose courante. Felsenstein (2002), Gordon et Richardson (1996), McDonald et McMillen (2000), Nechyba et Walsh (2004) et Wassmer (2002) ont tous suggéré ces mesures pour analyser la décentralisation de certaines régions urbaines des États-Unis.

Une autre façon de démontrer qu'une région urbaine est décentralisée, consiste à mesurer le gradient de densité de population, c'est-à-dire le changement de la densité par rapport au changement dans la distance du centre à la périphérie dans une région urbaine. C'est ce que Bunting *et al.* (2002) ont fait pour les années 1971 et 1996 pour 15 régions métropolitaines canadiennes.

Par ailleurs, une aire urbaine présente davantage de décentralisation lorsque de plus grandes distances à partir du CBD sont couvertes pour contenir la même proportion de développement (Galster *et al.*, 2001). Ainsi, Wassmer (2008) obtient une forte relation non linéaire entre la population et le nombre de milles carrés de 452 aires urbanisées américaines en 2000. Pour une population donnée, des aires urbanisées comme Philadelphie couvrent plus de milles carrés que la moyenne américaine, alors que d'autres comme Chicago en couvrent moins. Wassmer (2008) trouve donc pertinent d'utiliser la superficie (en milles carrés) des aires urbanisées comme mesure de l'étalement urbain. D'autres auteurs l'avaient déjà fait auparavant à travers la modélisation économétrique : pensons à Brueckner et Fansler (1983), McGibany (2004), McGrath (2005) et Song et Zenou (2006). Cependant, ceux-ci ne l'avaient pas nécessairement utilisé pour mesurer la décentralisation, bien qu'ils tentaient de comprendre le phénomène de l'étalement urbain.

1.2.3 La proximité

Galster *et al.* (2001) qualifient la proximité comme le degré de proximité des différentes fonctions urbaines (logements, commerces et emplois) à travers une aire urbanisée. Puis, ils ajoutent que la proximité peut être aussi estimée sur la base de la distance moyenne que les gens doivent parcourir à partir de leur résidence jusqu'au lieu de leur emploi ou autres destinations. Ainsi, les aires urbanisées où les gens parcourent de longues distances affichent de plus faibles proximités, et par conséquent, elles sont considérées comme une manifestation d'étalement urbain. Pour leur part, Bussière et Dallaire (1994) démontrent que la décentralisation (à la fois de la population et de l'emploi) et la dépendance à l'automobile ont favorisé la hausse de la distance moyenne des déplacements domicile-travail dans les aires urbaines de 1960 à 1980.

1.2.4 La « nucléarité »

Selon Galster *et al.* (2001), la « nucléarité » fait référence à un développement « mononucléaire » ou, à l'opposé, « polynucléaire ». Si une CBD est le seul endroit présentant un développement important, une aire urbaine connaît alors une structure « mononucléaire », et la « nucléarité » est maximisée. Si la même activité est dispersée sur plusieurs endroits et que chaque endroit contient une agglomération d'activités représentant une proportion substantielle de l'ensemble des activités en question, la CBD sera considérée comme une aire urbaine « polynucléaire ». On parle aussi alors du concept de monocentrisme, par opposition au polycentrisme. Deux mesures sont privilégiées par Galster *et al.* (2001) : la première mesure étant le nombre de noyaux (une mesure du degré de polycentrisme) et la deuxième étant le pourcentage observé (unités de logement ou employés) dans la partie centrale (une mesure du degré de monocentrisme).

1.3 Modélisation de la localisation résidentielle

À travers l'histoire des villes, nous observons plusieurs phénomènes. L'un d'eux concerne l'intensité résidentielle qui varie à l'intérieur d'une ville : on construit en hauteur au centre, tandis qu'en périphérie, on utilise davantage de surfaces par personne. Un autre phénomène est que les édifices au centre des grandes villes (en regard de leur population) sont plus hauts que ceux au centre des petites villes. Depuis plusieurs années, les économistes urbains s'efforcent d'expliquer ces phénomènes à l'aide de modèles basés sur celui d'Alonso (1964), Mills (1967, 1972) et Muth (1969). Ces modèles sont construits sur la base qu'au fur et à mesure que l'on s'éloigne du centre, les coûts de déplacement domicile-travail augmentent, alors que les coûts de logement diminuent. Alonso explore ceci avec un modèle où les individus « consomment » directement des terrains, alors que Muth et Mills analysent un modèle où les terrains servent d'intermédiaires à la production de logements, et que ces derniers sont des biens de consommation finaux (Brueckner, 1987).

Brueckner (1987) a synthétisé les travaux de Mills (1967, 1972) et Muth (1969) afin d'expliquer les phénomènes décrits ci-haut. Le modèle Muth-Mills, tel que nommé par Brueckner, permet ainsi de comprendre l'effet sur l'utilisation du sol des changements de certains paramètres exogènes comme la population, le revenu des ménages, la rente agricole et le coût de transport. Étant donné le sujet de notre étude, nous résumerons graphiquement la théorie en mettant l'accent sur l'effet d'une diminution du coût de transport. Le modèle repose sur une série d'hypothèses de travail :

- les individus sont rationnels;
- les préférences sont identiques d'un ménage à l'autre;
- l'information est parfaite;
- le nombre d'emplois est fixe et ils sont localisés au centre dans le *Central Business District* (CBD);
- seul un individu par ménage travaille et seul le déplacement domicile-travail est considéré;
- tous les ménages ont les mêmes revenus;
- il n'y a qu'une seule caractéristique du logement : la superficie de plancher en mètres carrés;

- la superficie et le prix de plancher sont fonction du capital et du terrain. Par conséquent, la localisation et la superficie du terrain sont les facteurs discriminants;
- le coût unitaire du transport inclut à la fois le coût d'opportunité de la durée du trajet et le coût monétaire. Les deux sont constants et uniformes dans toutes les directions.

Les ménages font face à un problème de maximisation de leur utilité où leur choix de localisation résidentielle est fonction de la rente foncière, du coût de déplacement domicile-travail et du coût des autres biens et services. Sur la figure 1.1, l'ordonnée correspond au coût de logement, alors que l'abscisse correspond à la distance par rapport au CBD. Par exemple, l'ordonnée à l'origine correspond au coût de logement au CBD. D'autre part, la droite r_a représente la rente agricole, alors que la courbe r représente la rente foncière.

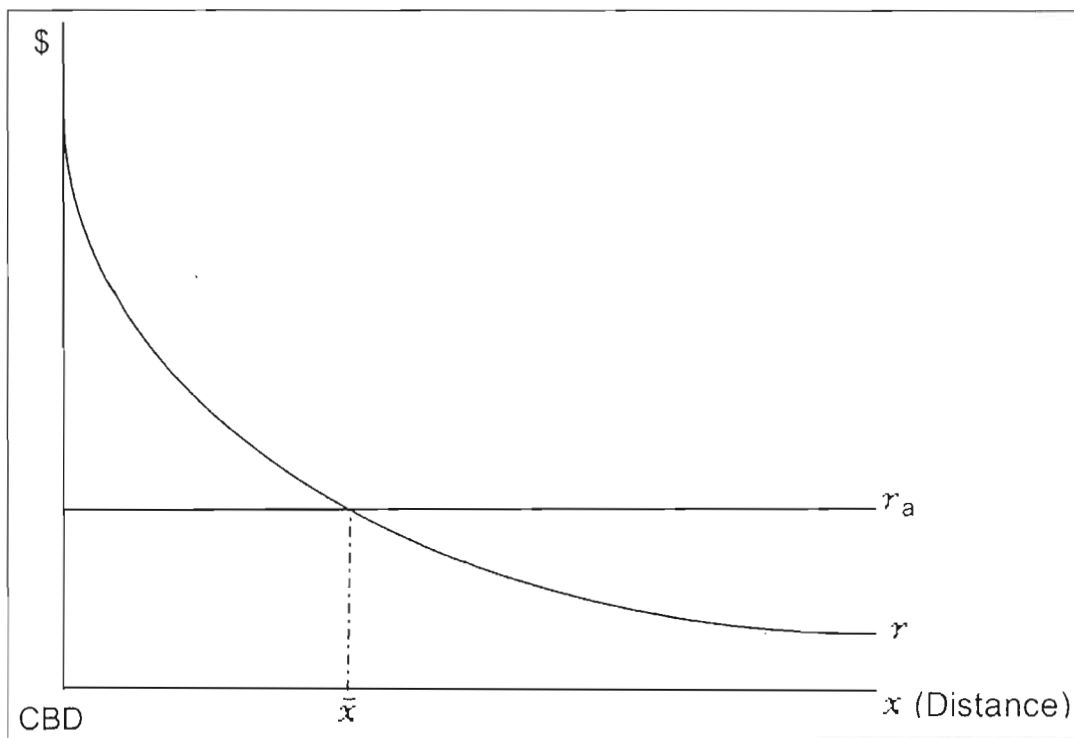


Figure 1.1
La rente foncière, la rente agricole et la limite de la ville.

La rente foncière est fonction décroissante de la distance : plus on s'éloigne du CBD, moins la rente foncière est élevée. \bar{x} est égale à la distance entre le CBD et la frontière qui sépare la zone urbaine de la zone rurale. Autrement dit, \bar{x} est la limite de la ville. À l'équilibre, deux conditions sont rencontrées. D'abord, les producteurs empiètent sur les terres agricoles pour toute utilisation du sol à des fins de construction de logements. Cela veut dire que la limite de la ville (\bar{x}) est déterminée lorsque la rente foncière est égale à la rente agricole. Sur le graphique, cet équilibre urbain se situe au croisement des courbes r et r_a . La deuxième condition d'équilibre est que la population urbaine soit contenue à l'intérieur de la limite \bar{x} .

La théorie stipule que le coût de déplacement domicile-travail croît lorsque les ménages s'éloignent du centre. Ce faisant, le coût de logement (le prix au mètre carré) est fonction décroissante de la distance. Cette logique économique est aisée à comprendre. En effet, en choisissant une localisation au centre, les économies engendrées par de moindres coûts de déplacement domicile-travail se reflètent dans le coût du terrain et par ricochet du logement. Si tel n'était pas le cas, tous les ménages voudraient se localiser au centre. En bout de ligne, la meilleure localisation pour un ménage se reflète par un bénéfice marginal du logement égal au coût marginal du déplacement domicile-travail. Alors, les avantages d'une localisation compensent exactement les coûts de déplacement. Cela dit, plus les ménages s'éloignent du CBD, plus ils consomment de grands logements (superficies de plancher). Par conséquent, la densité de la population, c'est-à-dire le nombre de personnes par mètre carré est aussi fonction décroissante de la distance.

Nous avons mentionné que les préférences sont identiques d'un ménage à l'autre. Par contre, si cette hypothèse était relâchée, la localisation du ménage dépendrait des préférences relatives entre le logement et le transport. En général, plus le revenu d'un ménage est élevé, plus la superficie de logement consommée est grande et ce, même s'il y a des coûts additionnels conséquents à une plus longue distance de déplacement. Ainsi, les ménages à plus faible revenu consommeront moins de superficies de logement et se localiseront près du centre, tandis que les ménages à revenu plus élevé consommeront plus de logements et se localiseront plus loin du centre.

Que prédit cette théorie suite à une variation des coûts de transport ? Soulignons d'abord que la pente de la courbe représentant la rente foncière à un point précis, est le rapport entre la variation du coût de logement à un point central (tout point à l'intérieur de \bar{x}) et la variation correspondante du coût de logement à un point éloigné du CBD (tout point au-delà de \bar{x}). Si les coûts de transport diminuent, le coût de logement est réduit en tout point à l'intérieur de \bar{x} étant donné que les avantages de se localiser au centre s'estompent. Dans la même veine, le coût de logement augmente en tout point au-delà de \bar{x} . Ce faisant, la pente de la courbe r devient moins abrupte et ainsi, elle subit une rotation comme illustrées à la figure 1.2. La courbe r_0 représente la rente foncière *avant* la baisse des coûts de transport, alors que la courbe r_1 représente la rente foncière *après* cette baisse.

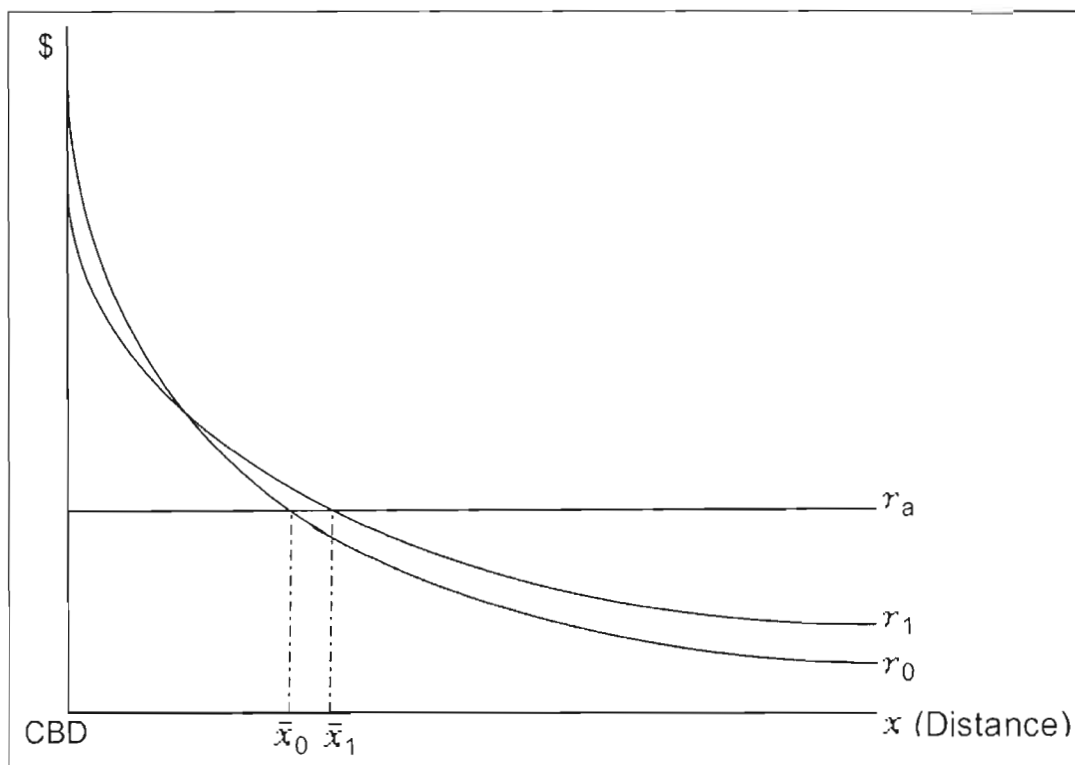


Figure 1.2
L'effet d'une diminution du coût de transport.

Ainsi, certains ménages tirent avantage des plus faibles rentes foncières en consommant davantage de superficies de logement près du CBD, alors que d'autres profitent de la réduction des coûts de transport en parcourant de plus longues distances. Le résultat final est une augmentation des terrains occupés et une extension des limites de la ville (de \bar{x}_0 à \bar{x}_1 sur la figure 1.2) ce qui pourrait s'apparenter à de l'étalement urbain.

Comme précisé plus tôt, le coût du déplacement domicile-travail inclut à la fois le coût monétaire et le coût d'option en terme de temps. Donc, le coût de déplacement domicile-travail peut être diminué via le coût monétaire (par exemple, réduire le prix de l'essence ou les tarifs du transport en commun) et/ou en augmentant la vitesse de déplacement (par exemple, introduire une nouvelle autoroute). On peut croire, comme mentionné par Hanson et Giuliano (2004), que différents types de réduction des coûts de déplacement peuvent engendrer divers impacts à travers les groupes de revenu. Une simple réduction du prix va changer similairement le comportement de tous les groupes de revenu, c'est-à-dire qu'une plus grande proportion du revenu sera disponible pour consommer davantage de superficies de logement et que les localisations choisies seront plus éloignées. Cependant, la réduction du temps de déplacement aura un plus grand effet sur les ménages à haut revenu étant donné qu'ils ont une valeur du temps¹⁰ plus élevée donc, un coût d'opportunité plus élevé. Supposons que l'amélioration du transport soit accompagnée d'une augmentation de son prix (par exemple, l'introduction d'un système sur rail réduisant le temps de déplacement, mais qui implique des tarifs plus élevés). Pour les ménages à faible revenu, l'augmentation des tarifs annule leurs avantages provenant de la réduction du temps de déplacement et par conséquent, ils ne bénéficieront pas d'une telle amélioration du transport. Par contre, les ménages à haut revenu profiteront de cette investissement, car ils sont prêts à subir la hausse des tarifs afin de réduire leur temps de déplacement.

¹⁰ Les économistes mesurent en général la valeur du temps à partir de la rémunération horaire des individus (O'Sullivan, 2007).

1.4 Modélisation économétrique de l'étalement urbain

1.4.1 Brueckner et Fansler (1983)

Comme nous venons de le voir, le modèle théorique Muth-Mills développé par Brueckner (1987) est en fait une synthèse des travaux de Mills (1967, 1972) et de Muth (1969). Avant même la réalisation de cette synthèse, Brueckner et Fansler (1983) avaient vérifié empiriquement le modèle Muth-Mills en expliquant l'expansion spatiale urbaine observée en 1970 pour 40 aires urbanisées américaines.

La présente recherche et l'analyse économétrique présentée ultérieurement seront basées entre autres sur Brueckner et Fansler qui étudient la relation entre la superficie des aires urbanisées et les coûts des déplacements domicile-travail à l'aide de deux variables. Ainsi, les superficies urbaines étaient supposées comme décroissantes dans le pourcentage de navetteurs utilisant le transport en commun et croissantes dans le pourcentage des ménages possédant une voiture.

En général, leurs résultats valident le modèle Muth-Mills. Premièrement, la superficie des aires urbanisées est croissante dans la population et le revenu moyen des ménages. Deuxièmement, ils trouvent une relation négative entre la valeur des terres agricoles et l'expansion des aires urbanisées. Finalement, les coûts de déplacement domicile-travail n'auraient, quant à eux, aucun effet. Brueckner et Fansler concluent ainsi que l'étalement urbain est le résultat d'un processus de marché ordonné (*orderly market process*) dont les quatre principaux facteurs sont : i) la population; ii) le revenu; iii) le coût de déplacement domicile-travail et iv) la rente agricole.

Dans les paragraphes qui suivent, nous présentons les travaux de McGibany (2004), McGrath (2005), Burchfield *et al.* (2006), Song et Zenou (2006) et Wassmer (2008). Ces auteurs contribuent à la littérature empirique sur l'étalement urbain en reprenant entre autres les quatre principaux facteurs du modèle de Brueckner et Fansler énoncés plus haut.

1.4.2 McGibany (2004)

McGibany (2004), via le recensement de 1990 des États-Unis, analyse l'étalement urbain par la superficie moyenne des aires urbanisées de chacun des États. L'auteur se différencie en utilisant le prix de l'essence comme variable représentant le coût de déplacement domicile-travail. Les autres variables exogènes sont la population, le revenu per capita, la valeur moyenne des terres et des bâtiments agricoles ainsi que le pourcentage de navetteurs utilisant le transport en commun.

Les résultats de McGibany corroborent ceux de Brueckner et Fansler. Par contre, en ce qui concerne le prix de l'essence, les conclusions méritent d'être nuancées. Contrairement aux taxes, le prix de l'essence avant les taxes n'a aucun effet sur l'étalement urbain. D'après McGibany, cela s'explique par les variations régionales dans le prix de l'essence au détail, lesquelles variations pouvant tout simplement être liées aux conditions d'offre (comme la distance séparant l'État de la raffinerie la plus proche). Or, son modèle ne tient pas compte de cela. Ainsi, pendant que tous les États connaissent les mêmes fluctuations des prix suivant les changements des conditions générales de marché, l'impact du prix de l'essence avant les taxes sur la superficie urbaine à un temps donné n'est pas bien estimé dans la régression. Tout compte fait, McGibany démontre qu'à la fin des années 80, une augmentation de la taxe étatique d'un cent (1¢) était associée à une diminution de la superficie moyenne des aires urbanisées de près de cinq milles carrés, *ceteris paribus*.

1.4.3 McGrath (2005)

McGrath (2005) se distingue d'abord par sa méthode. En effet, il a recours à l'analyse de régression en panel avec des données pour la période 1950-1990 pour les 33 plus importantes régions métropolitaines américaines. Puis, il estime les coûts de transport grâce à l'index des prix à la consommation du transport privé. Enfin, en plus de la population, du revenu personnel réel per capita et de la valeur moyenne réelle des terres agricoles de l'État

correspondant à la région, McGrath introduit une variable de tendance temporelle capturant les autres facteurs pouvant contribuer dans le temps à l'étalement urbain.

Ses conclusions soutiennent les résultats de Brueckner et Fansler (1983) : l'étalement urbain est la conséquence de facteurs prévisibles dans un marché où les agents économiques sont rationnels. En effet, les changements dans la population, le revenu, le coût de transport et la valeur des terres agricoles expliquent près de 90 % de la variation de la superficie des terres urbanisées dans une région métropolitaine.

Toutefois, il est évident qu'il existe d'autres facteurs non conventionnels. Par exemple, l'analyse de la variable temporelle indique que l'étalement urbain est en moyenne de 2,3 % par année plus élevé que ce que peuvent expliquer les facteurs d'évolution naturelle comme la population, le revenu, le coût de déplacement domicile-travail et la rente agricole. Ceci amène McGrath à s'interroger sur la source de ces effets inexpliqués. Il avance l'hypothèse qu'ils seraient le résultat de la décentralisation spatiale de l'emploi ou des défaillances du marché dans le processus de développement.

1.4.4 Burchfield *et al.* (2006)

Les travaux de Burchfield *et al.* (2006) méritent notre attention pour deux raisons principales. Premièrement, ils mesurent le pourcentage de terres non développées dans un kilomètre carré moyen de développement résidentiel pour chaque région métropolitaine américaine. À l'aide de cette mesure, un autre type d'étalement urbain est ainsi analysé, soit le « développement à saute-mouton » (*leapfrog development*). Ce phénomène s'observe lorsque le développement des zones géographiques près du centre n'est pas tout à fait complété, alors qu'un stock de logements commence à émerger dans les zones plus éloignées. De plus, ces zones plus éloignées sont attrayantes, car plusieurs terrains sont laissés vacants permettant aux ménages de bénéficier d'espace public (*public open space*).

Deuxièmement, Burchfield *et al.* (2006) se distinguent en ce qui a trait à l'analyse des facteurs socioéconomiques. D'abord, en regard à la population, les auteurs expliquent qu'il existe des bénéfices (e.g. plus d'espace) et des coûts (e.g. le coût de navettage et de déménagement) reliés au choix de localisation résidentielle qui forcent les ménages à être

rationnels. Donc, les ménages désireront d'accéder à des zones plus éloignées présentant des terrains vacants s'ils prévoient que les bénéfices seront plus grands que les coûts. Ce raisonnement dépend de la prédiction des ménages sur la durée que cette zone demeurera peu développée. Par exemple, dans une région où la population croît vite, le ménage anticipera que les terrains vacants avoisinants se développeront très tôt et en conséquence, il ne voudra pas faire face à un coût de déplacement plus élevé pour s'y installer. Ainsi, selon Burchfield *et al.* (2006), les villes dont la croissance de la population est relativement faible connaissent davantage d'étalement urbain.

Par ailleurs, une faible croissance de la population a aussi pour effet de susciter de l'incertitude chez les promoteurs. Devant cette incertitude, les promoteurs ont tendance à retarder le développement dans les zones peu développées dans l'éventualité d'obtenir un meilleur profit dans le futur. Dans cette optique, les promoteurs préfèrent développer les zones plus près du centre où l'investissement est moins risqué. Donc, une fois que le « développement à saute-mouton » prend forme, le développement des terrains vacants peut prendre beaucoup de temps. Que ce soit pour analyser l'effet d'une faible croissance de la population ou de l'incertitude, les chercheurs valident leurs hypothèses grâce à l'analyse du taux croissance moyen décennal (1920-1970) de la population.

En ce qui a trait au coût de transport, Burchfield *et al.* (2006) utilisent le nombre de passagers par tramway per capita en 1902 afin de démontrer que les villes développées après l'avènement de l'automobile tendent à être beaucoup moins compactes que celles construites avant 1900 autour des transports publics.

Enfin, leur étude explore un autre aspect de l'étalement urbain, soit la spatialisation de l'emploi. Précisément, ils révèlent que les régions métropolitaines sont plus compactes lorsqu'elles se spécialisent dans les secteurs d'emploi favorisant la centralisation comme les services aux entreprises.

Outre les facteurs socioéconomiques, Burchfield *et al.* (2006) démontre que certaines caractéristiques géographiques de la périphérie des régions métropolitaines favorisent un « développement à saute-mouton ». Par exemple, l'accès faciles aux nappes phréatiques, une topographie accidentée, l'absence de haute montagne et un climat tempéré. Aussi,

l'étalement est positivement relié à des facteurs politiques tels que l'absence de plans municipales de régularisation et aux taxes locales avantageuses.

1.4.5 Song et Zenou (2006)

La principale contribution de Song et Zenou (2006) est l'analyse des effets de la taxe foncière. D'après eux, il y a deux effets opposés à une augmentation de la taxe foncière sur l'expansion spatiale d'une ville. D'abord, la taxe rend le capital physique plus coûteux relativement au prix du terrain et ainsi, les développeurs sont encouragés à substituer ce capital par un plus grand terrain. Par conséquent, pour une superficie de logement donnée, les édifices sont moins hauts, la densité de la population est moins grande et la ville prend de l'expansion. Par contre, selon les élasticités de la demande et de l'offre de terrains, la taxe est partiellement transférée du côté des ménages, les laissant devant un prix de logement plus élevé. Au final, la superficie des logements est moins grande, impliquant ainsi une plus grande densité de la population et moins d'étalement urbain. Le modèle théorique de Song et Zenou démontre que l'effet sur les ménages est plus important que celui du côté des développeurs et donc, l'effet net est qu'une hausse de la taxe foncière diminue l'étalement urbain.

Les auteurs appuient leur démonstration mathématique par une analyse de régression dans laquelle la superficie des aires urbanisées américaines de l'année 2000 est la variable dépendante. Outre la taxe à la propriété, les autres variables indépendantes sont : i) la population; ii) le revenu médian des ménages; iii) la valeur médiane par acre des terres agricoles et iv) les dépenses gouvernementales en transport par conducteur se déplaçant au travail.

Leurs résultats empiriques valident la démonstration mathématique. En effet, le calcul de l'élasticité montre qu'une augmentation de 1 % du taux de la taxe foncière réduirait la superficie urbaine de 0,4 %. De plus, par rapport à la population, au revenu et au coût de déplacement domicile-travail, leurs conclusions corroborent ce que prédit la théorie. D'une part, la variable représentant les dépenses gouvernementales en transport affiche un coefficient positif et statistiquement significatif. Selon Song et Zenou, toutes choses étant

égales, de plus grandes dépenses gouvernementales en transport facilitent l'usage du système de transport, réduisant ainsi le coût de déplacement domicile-travail. Puisque les dépenses gouvernementales en transport servent d'approximation au coût de déplacement domicile-travail, leurs résultats confirment la relation négative entre la superficie urbaine et le coût de déplacement domicile-travail.

D'autre part, les variables *revenu* et *population* obtiennent aussi des coefficients positifs et statistiquement significatifs. Ainsi, des valeurs élevées de ces variables sont associées à davantage d'étalement urbain. Enfin, le coefficient de la variable *rente agricole* n'est pas statistiquement significatif. Les chercheurs attribuent ceci à une mauvaise approximation de la rente agricole.

1.4.6 Wassmer (2008)

L'objectif de Wassmer (2008) est de mesurer l'importance relative de la dépendance à l'automobile. Tout comme Brueckner et Fansler, il analyse le coût de déplacement domicile-travail via le pourcentage de ménages possédant au moins une voiture.

L'analyse est faite à partir de données de l'année 2000 pour 452 aires urbanisées américaines. Deux modèles économétriques sont construits avec deux variables dépendantes: la superficie en milles carrés des aires urbanisées et la densité de la population. Le travail de Wassmer est notable ; il introduit dans ses modèles une vingtaine de variables explicatives à travers trois catégories de facteurs : les facteurs liés à l'évolution naturelle, les facteurs répulsifs (*flight from blight*) et les facteurs fiscaux. En plus des variables similaires aux travaux de Brueckner et Fansler, les facteurs d'évolution naturelle regroupent des variables comme le pourcentage de ménages dont le couple est marié, la population âgée de plus de 65 ans et les employés travaillant dans le commerce du gros et de l'entrepôt. Les facteurs répulsifs sont représentés par des caractéristiques de la ville centre comme le

pourcentage de pauvres et d'individus d'origine africaine¹¹, ainsi que le taux de criminalité. Enfin, les facteurs fiscaux correspondent aux taxes de vente et foncières. En plus de ces trois catégories de facteur, Wassmer a recours à une variable dichotomique représentant chaque État afin de contrôler les différences institutionnelles relativement aux décisions urbanistiques.

Wassmer démontre qu'une hausse de 1 % du nombre de ménages possédant une voiture (ou plus) correspond à une augmentation de 0,05 % de la superficie de l'aire urbanisée et à une réduction de la densité de la population de 0,07 %. En extrapolant ces résultats à la moyenne nationale, il trouve ainsi qu'une diminution de 10 % du pourcentage de ménages possédant une voiture (ou plus) réduirait les 159 milles carrés de moyenne de la superficie des aires urbaines par un peu moins d'un mille. Aussi, cette réduction de 10 % ferait augmenter la densité moyenne de la population en la faisant passer de 2 169 habitants à 2 185 habitants par mille carré. Globalement, ce sont les facteurs d'évolution naturelle qui exercent une plus grande influence sur les deux mesures de l'étalement urbain.

À la lumière de cette revue de la littérature, nous constatons que les agents économiques basent leur décision de localisation sur une multitude de variables socioéconomiques. Dans le cadre de cette étude, nous en retenons quatre : (i) la population; (ii) le revenu; (iii) le coût de déplacement domicile-travail et (iv) la rente agricole.¹² À cet égard, la littérature nous suggère différentes hypothèses. D'une part, l'augmentation de la population et des revenus favorisent l'expansion spatiale d'une ville. D'autre part, des coûts de déplacement domicile-travail ainsi que des rentes agricoles élevés permettent une forme urbaine plus compacte. En regard au coût de déplacement domicile-travail, rappelons que nous avançons comme hypothèse, que la hausse du prix de l'essence peut ralentir l'étalement urbain dans les

¹¹ Le terme « facteur répulsif » n'est pas appropriée sans que le lecteur soit placé dans un contexte historique. Les individus d'origine africaine aux États-Unis ont souvent fait face à des lois racistes. Une grande pauvreté était due à ces lois, à un manque d'accès à l'éducation et à l'esclavage. Puis, au début du vingtième siècle, il s'en est suivi un mouvement des noirs vers les villes, accompagné d'un certain accès à la classe moyenne. Souvent, dès que des familles noires achetaient une maison, les blancs percevaient une chute du statut de leur quartier et ils déménageaient vers la banlieue. La fuite des blancs a entraîné une baisse des prix de l'immobilier et ainsi, la venue de personnes de race noire de plus en plus pauvres.

¹² Il existe une multitude de facteurs, mais des critères tels que la disponibilité et la fiabilité des données nous forcent à n'en choisir que quatre.

régions métropolitaines canadiennes. Ainsi, nous allons maintenant présenter la partie empirique.

CHAPITRE II

PARTIE EMPIRIQUE

2.1 Objet et période d'étude

Nous testerons nos hypothèses en nous basant sur le modèle économétrique de McGibany (2004) et en l'adaptant, avec quelques améliorations, au cas canadien. Pour ce faire, les régions métropolitaines de recensement (RMR) serviront d'observations géographiques comme Bussière et Dallaire (1994) l'avaient fait au niveau canadien, et McGrath (2005) au niveau américain. Brueckner et Fansler (1983), Galster *et al.* (2001), Song et Zenou (2006) et Wassmer (2008) avaient pour leur part analysé des aires urbanisées américaines (*urbanized areas*) quelque peu différentes des régions métropolitaines et qui posent problèmes pour l'étude de l'étalement urbain. En effet, l'aire urbanisée est en gros défini à partir d'un seuil de densité minimal. Or, par définition, l'étalement se fait à basse densité donc, tout étalement qui se fera en dessous du seuil choisi pour identifier une aire urbanisée ne sera pas mesurée. Les RMR, qui souvent contiennent beaucoup d'espaces ruraux et non développés, sont à notre avis un meilleur outil car, au sein de leur périmètre défini, nous pouvons capter toute augmentation du nombre et du type de logement avec une bonne idée de leur localisation par rapport aux logements existants.¹³

Contrairement à McGibany (2005) qui analyse le phénomène sur une seule année, nous avons recours à des données s'échelonnant sur 20 ans, soit de 1986 à 2006. Cette période d'analyse est fondée sur la disponibilité et la fiabilité des données. Premièrement, la plupart des données pertinentes et accessibles proviennent des recensements de Statistique Canada effectués tous les cinq ans. Or, les données disponibles sur le site Internet de Ressources

¹³ Notons que Statistique Canada ne définit pas d'aires urbanisées comme unité géographique et qu'il n'y a que des régions métropolitaines de recensement.

naturelles Canada (lesquelles données nous renseignent à la fois sur les prix de l'essence et les taxes qui y sont liées) ne sont disponibles qu'à partir de l'année 1987. Puisque 1986 est une année de recensement, nous avons établi l'hypothèse que les prix de 1987 sont équivalents à ceux de l'année 1986 et ce, dans le but d'obtenir un plus grand nombre de données. Finalement, comme le dernier recensement date de 2006, cette année définit donc la fin de la période d'analyse.

Par ailleurs, le choix des RMR se justifie selon la disponibilité des données sur le prix de l'essence. Ainsi, l'étude couvre 12 RMR : Saint John's (Terre-Neuve), Halifax (Nouvelle-Écosse), Saint John (Nouveau-Brunswick), Québec (Québec), Montréal (Québec), Ottawa-Gatineau (Ontario / Québec), Toronto (Ontario), Winnipeg (Manitoba), Regina (Saskatchewan), Calgary (Alberta), Edmonton (Alberta) et Vancouver (Colombie-Britannique).

2.2 Choix des variables dépendantes

Comme démontré dans la revue de littérature, il y a de nombreux exemples de mesures de l'étalement urbain. Par contre, notre choix est limité par la disponibilité et la fiabilité des données¹⁴. Nous préconisons trois mesures qui couvrent différentes dimensions de l'étalement urbain définies par Galster *et al.* (2001), ces dimensions sont : la centralité, la densité et la proximité.

¹⁴ Nous aurions aimé analyser la superficie des RMR, comme plusieurs l'ont fait, afin de mesurer la centralité. Malheureusement, selon Statistique Canada, cette donnée n'est pas officielle. Du coup, nous croyons que la densité, soit la population par kilomètre carré, est une statistique qui n'est pas fiable, surtout dans le cadre d'une étude longitudinale.

2.2.1 La centralité

Pour la centralité, nous recourons à la proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale¹⁵. De cette façon, nous tenons compte du poids relatif de la population par zone urbaine. C'est ce qu'on fait plusieurs auteurs comme Bussière et Dallaire (1994), Felsenstein (2002), Gordon et Richardson (1996), McDonald et McMillen (2000), Nechyba et Walsh (2004) et Wassmer (2000, 2002). Nous sommes conscients que plusieurs RMR ont procédé à des fusions de leurs municipalités. Toutefois, cela ne constitue pas un obstacle puisque Statistique Canada met à la disposition des tableaux de données qui tiennent compte de ces changements (voir l'annexe A).

2.2.2 La densité

Pour ce qui est de la densité, nous nous basons sur Turcotte (2008)¹⁶ qui mesure la densité selon les types de logements occupés. En effet, les maisons individuelles, jumelées ou mobiles présentent une densité de population plutôt faible, alors que les logements multiples, condominiums, appartements ou maisons en rangées sont des types de logements associés à des densités de population beaucoup plus élevées. Cette façon de mesurer la densité a pour avantage d'éviter le calcul de la densité de la population, soit le nombre de résidents par kilomètre carré. En effet, une telle mesure peut quelquefois fausser l'analyse puisque dans certaines RMR, seule une partie du territoire étant habitée, le reste étant constitué par des cours d'eau ou des activités occupant beaucoup d'espace, comme des aéroports.

Afin de justifier le calcul de la densité par les types de logements, Turcotte se réfère à Harris (2004)¹⁷. Ce dernier conclut qu'au Canada, la présence de maisons individuelles et de maisons jumelées dans un quartier est une caractéristique majeure qui différencie les banlieues résidentielles des milieux plus urbains.

¹⁵ Voir le glossaire pour la définition.

¹⁶ Turcotte, Martin. 2008. « L'opposition ville/banlieue : comment la mesurer ? », *Tendances sociales canadiennes*, Statistique Canada, n° 11-008 au catalogue, hiver, p. 2 à 20.

¹⁷ Harris, R., 2004, *How Canada Became Suburban*, Toronto, Toronto University Press.

C'est dans cette veine que nous mesurerons ainsi la densité en recourant à la proportion de tous les logements occupés à faible densité dans la RMR (maisons individuelles, jumelées ou mobiles). Rappelons finalement que Song et Knapp (2004) avaient analysé cette dimension par le nombre de logements unifamiliaux par acre, ce qui se rapproche de notre méthode.

2.2.3 La proximité

Enfin, afin d'exploiter la proximité comme dimension de l'étalement urbain, nous utiliserons la distance de navettage, c'est-à-dire la distance médiane parcourue par les travailleurs de la RMR pour se rendre au travail. Plusieurs raisons justifient l'utilisation de cette variable. D'abord, la distance de navettage est suggérée par Galster *et al.* (2001) et analysée par Bussière et Dallaire (1994). Puis, Statistique Canada précise que pour être incluses dans une RMR, les municipalités adjacentes doivent présenter un degré d'intégration élevé avec la région urbaine centrale, lequel degré étant déterminé par le pourcentage de navetteurs établi d'après les données du recensement sur le lieu de travail (voir le glossaire). Par exemple, Saint-Jérôme fait partie de la RMR de Montréal, alors qu'il n'en était pas ainsi lors du recensement de 1996. Finalement, comme nous l'avons mentionné en introduction, en général, les quartiers centraux demeurent des pôles d'emploi importants.

2.3 Choix des variables indépendantes

Prix de l'essence

Notre objectif est de comparer l'effet du coût de déplacement domicile-travail sur l'étalement urbain par rapport aux facteurs comme la population, le revenu et la rente agricole. C'est précisément l'effet du prix de l'essence à la pompe par RMR qui nous intéresse, comme c'était le cas pour McGibany (2004). Tout comme ce dernier, nous estimerons aussi l'effet des taxes, car selon Ressources naturelles Canada¹⁸ (et nos données),

¹⁸ <http://www.nrcan.gc.ca/eneene/sources/pripri/taxtax-fra.php>.

les taxes varient considérablement selon les provinces (voir annexe B pour de l'information supplémentaire sur les types de taxe).

Indice des prix à la consommation du transport urbain en autobus et métro

Toujours en lien avec le coût de déplacement domicile-travail, Brueckner et Fansler (1983) et McGibany (2004) avaient utilisé le pourcentage de navetteurs utilisant le transport en commun. Cependant, dans le cas de notre étude, ces données ne sont accessibles qu'à partir du recensement de 1996, limitant ainsi le nombre d'observations. C'est pourquoi dans l'esprit de l'étude de McGrath (2005) (ce dernier avait utilisé l'indice des prix à la consommation du transport privé), nous utiliserons l'indice des prix à la consommation du transport urbain en autobus et métro.

Revenu médian des ménages

Pour analyser l'effet du revenu, la plupart des auteurs utilisent le revenu per capita, alors que Brueckner et Fansler (1983) se servent du revenu moyen des ménages. De notre côté, nous utiliserons le revenu médian des ménages de la RMR, tout comme le font Song et Zenou (2006). Nous préférons cette variable au revenu per capita puisque nous croyons que les décisions de localisation résidentielle se fondent sur les caractéristiques de tous les membres du ménage, et non sur les caractéristiques d'un seul de ses membres.

Valeur moyenne des logements

La rente agricole est souvent estimée par la valeur des terres agricoles. Par contre, nous n'avons pas de donnée fiable pour cette variable, nous avons donc choisi de construire la variable *ratio valeur moyenne des logements de la ville centrale sur valeur moyenne des logements de la RMR*. Dans la littérature, il est stipulé que des rentes agricoles élevées contraignent l'étalement. Par contre, nous croyons que des hauts ratios *valeur moyenne des logements de la ville centrale sur valeur moyenne des logements de la RMR* sont associées à

un plus grand étalement urbain. Par exemple, les gens seraient prêts faire la navette sur de plus longues distances afin d'éviter les logements plus dispendieux de la ville centrale.

Population totale

Enfin, nous utiliserons comme variable indépendante la population totale de la RMR. Brueckner et Fansler (1983), Burchfield *et al.* (2006), McGrath (2005), Song et Zenou (2006) et Wassmer (2008) avaient aussi estimé l'effet de la population totale d'une région urbaine (région métropolitaine ou aire urbanisée américaine).

Ceci étant établi, nous prévoyons que les valeurs relativement grandes de la population totale et des revenus médians des ménages de la RMR sont corrélées positivement à l'étalement urbain. Nous anticipons le même effet par rapport à l'indice des prix à la consommation et au ratio *valeur moyenne des logements dans la ville centrale sur valeur moyenne des logements dans la RMR*. À l'inverse, des prix et des taxes élevés auront un effet négatif.

2.4 Analyse statistique des variables dépendantes

Dans cette section, nous soulignons les tendances de l'étalement urbain dans les RMR en nous basant sur les trois variables dépendantes. La figure 2.1 représente les proportions de la population de la RMR vivant dans la ville centrale ainsi que les proportions de logements à faible densité, tandis que le tableau 2.1 montre les distances médianes de navettage. Le tableau 2.2, quant à lui, montre les statistiques descriptives de toutes les variables.

Notons d'abord que les différences entre les RMR en ce qui concerne les proportions de la population vivant dans la ville centrale sont considérables. Par exemple, pour la RMR de Toronto, la proportion se situe aux alentours de 15 %, alors que la moyenne des RMR est de 55 %. Ces différences sont encore plus flagrantes si l'on compare la RMR de Toronto à celles de Winnipeg, Regina et Calgary qui ont toutes des proportions variant de 90 à 95 %. Nous tiendrons donc compte de cette hétérogénéité lors de la modélisation économétrique.

Un coup d'œil rapide à la figure 2.1 (ligne pleine) nous permet de constater que les RMR de Winnipeg, Regina et Calgary démontrent une proportion stable de leur population vivant

dans la ville centrale. Tandis que toutes les autres RMR observent une diminution de cette proportion.

En ce qui concerne la part de logements à faible densité, la moyenne des RMR est de 57 %. Toutefois, la RMR de Montréal détient les plus petites parts avec une faible augmentation au cours des années passant de 35 % à 37 %. Seule la RMR de Vancouver a observé une diminution notable des parts de logement à faible densité passant de 53 % à 38 %. Toutes les autres ont des parts qui varient de plus ou moins 5 %.¹⁹

La distance médiane parcourue par les travailleurs pour se rendre au travail a augmenté dans 8 des 12 RMR entre 1996 et 2006. C'est la RMR de Calgary qui connaît la plus forte croissance, soit de 9,33 %, alors qu'elle est 1,08 % pour la RMR de Toronto. Les RMR qui connaissent une diminution des distances médianes sont Saint John's, Montréal et Vancouver. Saint John's connaît une diminution notable de la distance médiane passant de 7,5 kilomètres en 1996 à 6,9 kilomètres en 2006, soit une baisse de 8 %. À titre comparatif, celle de Vancouver est passée de 7,7 à 7,4 kilomètres (une baisse de 3,90 %). Dans la région de Montréal, elle est passée de 8,2 à 7,9 kilomètres entre 1996 et 2001 (une diminution de 3,66 %), pour ensuite augmenter à 8,1 kilomètres en 2006 (une diminution de 1,22 % par rapport à 1996). Enfin, la distance médiane de Winnipeg se stabilise autour des 6,1 kilomètres.

¹⁹ Vancouver est sujette à deux dynamiques. D'une part, c'est une ville enclavée par les montagnes et la mer. Donc, on construit plus en hauteur car il y a des pressions foncières importantes. D'autre part, c'est une ville dans laquelle il y a eu des immenses investissements, notamment provenant de Hong Kong et de Chine. Beaucoup d'investisseurs ont acheté des condos de luxe à Vancouver : i) pour avoir un lieu de chute en cas de problème politique; ii) parce que les prix augmentent et que c'était un bon investissement et iii) parfois pour obtenir les papiers canadiens en tant qu'investisseur.

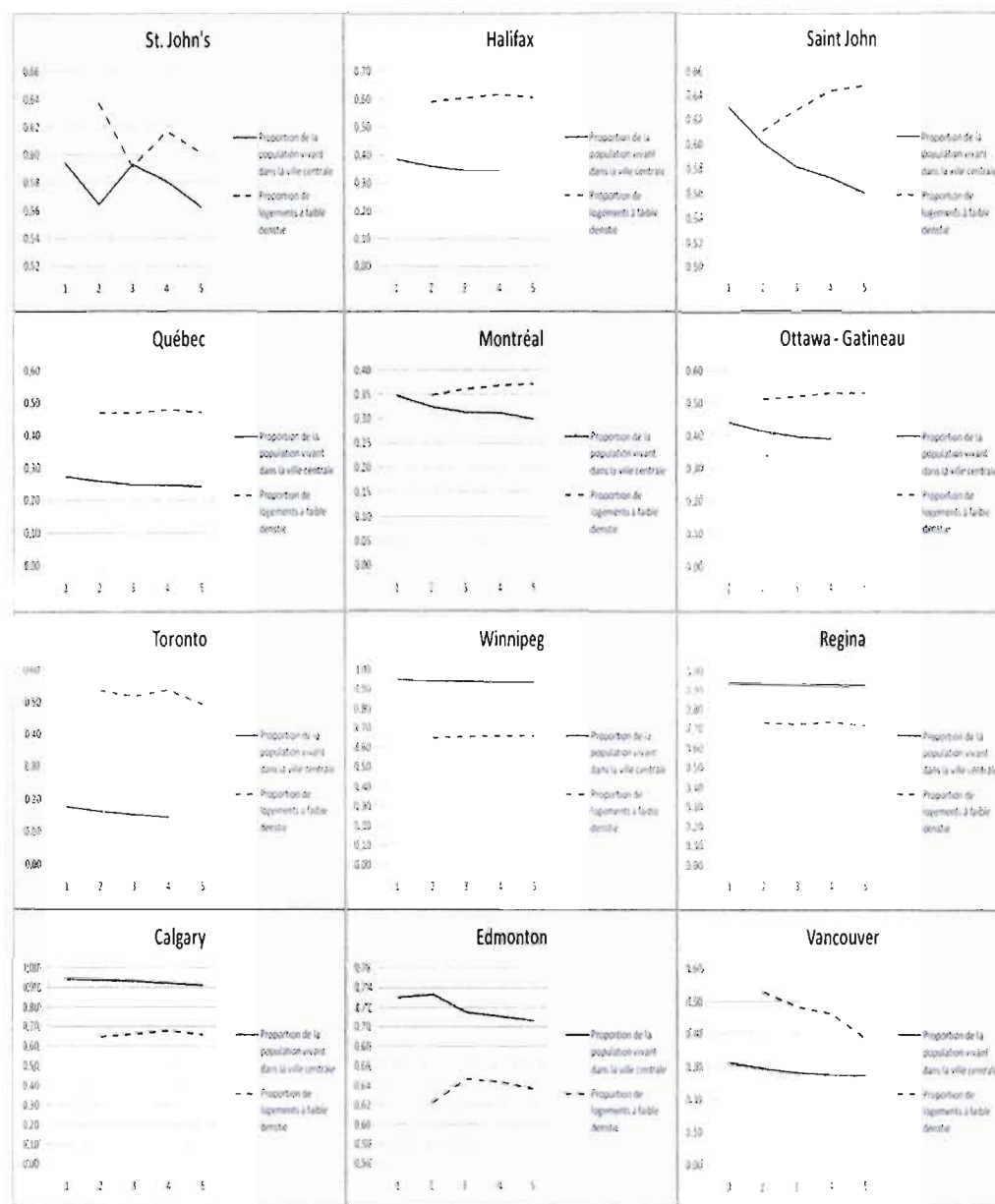


Figure 2.1
Tendance de l'étalement urbain.

Tableau 2.1
Distance médiane de navettage

RMR	1996	2001	2006	Variation de 1996 à 2001	Variation de 2001 à 2006	Variation de 1996 à 2006
	kilomètres	kilomètres	kilomètres	pourcentage	pourcentage	pourcentage
St. John's	5,2	5,4	5,5	3,85	1,85	5,77
Halifax	6,3	6,3	6,5	0,00	3,17	3,17
Saint John	7,5	7,0	6,9	-6,67	-1,43	-8,00
Québec	6,8	6,8	6,9	0,00	1,47	1,47
Montréal	8,2	7,9	8,1	-3,66	2,53	-1,22
Ottawa - Gatineau	7,8	7,8	8,1	0,00	3,85	3,85
Toronto	9,3	9,2	9,4	-1,08	2,17	1,08
Winnipeg	6,1	6,0	6,1	-1,64	1,67	0,00
Regina	4,4	4,5	4,6	2,27	2,22	4,55
Calgary	7,5	7,7	8,2	2,67	6,49	9,33
Edmonton	7,6	7,6	7,8	0,00	2,63	2,63
Vancouver	7,7	7,6	7,4	-1,30	-2,63	-3,90

Tableau 2.2
Statistiques descriptives

Nom des variables	Définition et sources des données	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>prop pop</i>	Proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale. Statistique Canada: recensements de 1986 à 2006.	57*	55%	28%	14%	95%
<i>densité</i>	Proportion de logements à faible densité. Proportion de logements occupés dans la RMR qui sont des maisons individuelles, jumelées ou mobiles. Statistique Canada: recensements de 1986 à 2006.	48*	57%	10%	35%	73%
<i>distance</i>	Distance de navettage. Distance médiane (en kilomètres) parcourue par les travailleurs de la RMR pour se rendre au travail. Statistique Canada: recensements de 1996 à 2006.	36*	7,0	1,3	4,4	9,4
<i>population</i>	Population totale de la RMR. Recensements de 1986 à 2006.	60	1 186 159	1 285 170	121 265	5 113 149
<i>revenu</i>	Revenu médian de tous les ménages de la RMR. Statistique Canada: recensements de 1986 à 2006.	60	49 623	6 122	38 872	61 337
<i>prix total</i>	Prix moyen de l'essence ordinaire au détail (prix plus les taxes). Ressources naturelles Canada: http://www2.nrcan.gc.ca/eneene/sources/prpri/prices_bycity_f.cfm	60	99,92	8,01	83,07	115,07
<i>prix</i>	Prix moyen de l'essence ordinaire au détail (prix sans les taxes). Ressources naturelles Canada: http://www2.nrcan.gc.ca/eneene/sources/prpri/prices_bycity_f.cfm	60	71,32	4,75	61,50	80,83
<i>taxes</i>	Taxes moyennes sur l'essence ordinaire au détail. Ressources naturelles Canada: http://www2.nrcan.gc.ca/eneene/sources/prpri/prices_bycity_f.cfm	60	28,60	5,21	17,52	39,69
<i>lpet</i>	Indice des prix à la consommation du transport urbain en autobus et métro (par province). Statistique Canada: tableau 326-0021.	60	81,63	25,06	33,40	124,70
<i>ratio valeur</i>	Ratio valeur moyenne des logements de la ville centrale sur valeur moyenne des logements de la RMR. Statistique Canada: recensements de 1986 à 2006.	57*	1,03	0,10	0,90	1,28

*Voir l'annexe A expliquant les observations retenus.

2.5 Modélisation

2.5.1 Modèle log-log

Comme Wassmer (2008), nous utilisons un modèle *log-log*, c'est-à-dire que les valeurs à la fois de la variable dépendante (Y) et des variables explicatives (X) sont exprimées en logarithmes naturels. Un des avantages de ce type de modèle est que les coefficients β donne une bonne approximation de l'élasticité de Y par rapport à X , c'est-à-dire le pourcentage de variation de Y pour un point de pourcentage de variation de X .

L'équation à estimer est $\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta \ln(X_{it}) + \varepsilon_{it}$, avec :

Y = variable dépendante;

X = variable indépendante (*population, revenu, prix total, prix, taxes, ipct, ratio valeur*);

α = constante;

β = coefficient de régression;

ε = terme d'erreur;

i = régions métropolitaines (1 à 12);

t = périodes (1 à 5) (1986, 1991, 1996, 2001, 2006).

2.5.2 Moindres carrés généralisés, effets fixes et effets aléatoires²⁰

Plusieurs méthodes d'estimation peuvent être utilisées dans le cadre d'une régression de panel. Dans cette étude, nous en privilégions trois : les moindres carrés généralisés (MCG), les MCG avec effets fixes et les MCG avec effets aléatoires. Le choix de l'une ou l'autre de ces méthodes dépend d'abord de la présence ou non d'effets individuels dans nos données. Le test du multiplicateur de Lagrange de Breush-Pagan permet d'étudier le choix de la

²⁰ Voir Wooldridge (2002) chapitre 10 pour une discussion plus détaillée.

méthode d'estimation appropriée. Sous l'hypothèse nulle $H_0 : \mu_i = 0$ dans la régression $\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta \ln(X_{it}) + \mu_i + \varepsilon_{it}$ où μ_i traduit les effets individuels, le test vérifie qu'il y a une ordonnée à l'origine commune et donc, aucun effet individuel. Si nous confirmons l'hypothèse nulle, il est alors suggéré d'utiliser la méthode MCG.

En présence d'effets individuels, il faut alors considérer l'ajout d'effets fixes ou aléatoires. Les effets fixes sont l'équivalents à l'ajout de variables dichotomiques considérant les particularités des régions métropolitaines. Notons donc qu'avec cette méthode, nous perdons N-1 degré de liberté, ce qui peut rendre l'estimation des coefficients de régression moins efficiente. Pour ce qui est des effets aléatoires, nous supposons le plus souvent que les effets individuels suivent une loi normale : $\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$. Nous considérons alors que l'erreur du modèle est composée de l'erreur usuelle spécifique à une observation i , à la période t et de l'erreur provenant de l'ordonnée aléatoire. C'est pourquoi un modèle avec effets aléatoires donnera des estimations plus efficaces et qu'il est donc préférable de l'utiliser, si possible.

La nécessité d'utiliser l'un ou l'autre de ces deux dernières méthodes peut être faite grâce à un test d'Hausman. Ce test vérifie l'hypothèse nulle que les coefficients estimés par les effets aléatoires sont les mêmes que ceux estimés par les effets fixes. Si l'hypothèse est confirmée, il est alors préférable d'utiliser un modèle avec effets aléatoires.

2.5.3 Limites des modèles

Si on peut faire certaines généralisations pour les 12 régions métropolitaines étudiées, il est toutefois important de bien comprendre les différences entre ces régions étant donné leur nombre limité et leurs particularités. Dans cette veine, bien que nous mettons les 12 régions en panel et que nous vérifions la présence d'effets fixes, notons que les formes urbaines peuvent changer difficilement et lentement. Par exemple, Toronto est une véritable métropole polycentrique avec le CBD (300 000 emplois), et quatre sous-centres avec au moins 150 000 emplois chaque. Ces sous-centre sont à une trentaine de kilomètres du CBD. À l'opposé, Montréal demeure une ville principalement mono-centrique (un CBD de

220 000 emplois, et un sous-centre étalé composé de Ville Saint-Laurent et Dorval, avec 200 000 emplois à 10-15 kilomètres du centre, puis des petits sous-centres tels Laval, Longueuil, Anjou ne comptant que pour environ 50 000 emplois chacun). De plus, à Montréal, les emplois en dehors des centres sont fortement localisés autour du CBD.

Bref, l'étalement à Montréal (la construction loin du centre) entraîne sans doute un kilométrage domicile-travail plus élevé, car les emplois sont plutôt vers le centre de la métropole. Par contre, à Toronto, la construction de résidences loin du centre rapproche peut-être les employés des grands centres d'emploi en périphérie à un point tel qu'il n'y aura pas nécessairement un kilométrage de navette plus élevé. Ainsi, la forme urbaine de chaque ville aura un effet sur la relation entre étalement et kilométrage parcouru.

De plus comme Saint John's (180 000 habitants) a le même poids que Toronto (4,5 millions habitants) dans l'étude, les effets globaux d'une hausse du prix de l'essence vont bien plus dépendre de ce qui se passe à Toronto qu'à Saint John's. Cela n'invalide pas les résultats qui suivront, mais doit être vu comme une des limites inhérentes à l'étude.

CHAPITRE III

RÉSULTATS

3.1 Modèle 1 : variable dépendante : proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale

Le tableau 3.1 montre les résultats du modèle avec la variable dépendante *proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale*. Le test du multiplicateur de Lagrange de Breush-Pagan nous informe qu'il y a des effets individuels. En ce qui concerne le test d'Hausman, il nous indique qu'il est préférable d'utiliser un modèle avec effets fixes. Notons que c'est ce que nous anticipions a priori étant donné l'hétérogénéité de la distribution des données de la variable dépendante.

Dans l'équation 1, nous estimons l'effet du prix total de l'essence et ceux des variables de contrôle *revenu*, *ipct* et *ratio valeur*. Malgré un R^2 relativement élevé (0,58), seul le coefficient de la variable *ipct* est significatif. Ceci est semblable aux résultats de McGibany (2004) qui avait aussi trouvé un coefficient qui n'était pas significatif pour le prix total. C'est dans cette optique qu'il a donc introduit séparément dans une autre régression le prix et les taxes. C'est ce que nous faisons également pour l'équation 2.

Cette fois-ci, le coefficient des variables *revenu*, *prix* et *ipct* est significatif, alors que le R^2 augmente à 0,64. Cependant, les coefficients des variables *taxes* et *ratio valeur* ne sont pas significatifs. Ceci nous amène à ne garder, dans l'équation 3, que les variables *revenu*, *prix* et *ipct*. Dans cette équation, tous les coefficients des variables sont significatifs au seuil de 99 % et de plus, leurs signes confirment nos hypothèses. Premièrement, le coefficient de la variable *revenu* est négatif et ainsi, plus le revenu médian des ménages est élevé, plus la proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale est faible, *ceteris paribus*. Deuxièmement, le coefficient de la variable *prix* est positif. Ainsi, plus les prix de l'essence sont élevés, plus les gens ont tendance à se rapprocher du centre, *ceteris paribus*. Enfin, le signe du coefficient de la variable *ipct* est négatif indiquant une relation inverse

avec la variable dépendante, à savoir que des prix relativement bas du transport urbain (comme l'autobus et le métro) favorisent des centres forts en terme de population, *ceteris paribus*. Bref, ces résultats confirment nos hypothèses de départs.

Au niveau des valeurs absolues des coefficients, elles sont de 0,32 pour la variable *prix* comparativement à 0,23 pour la variable *revenu*. Ainsi, une augmentation de 1 % du prix de l'essence correspond à une augmentation de 0,32 % de la proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale, tandis que cette même augmentation au niveau du revenu médian des ménages réduit cette proportion de 0,23 %. L'effet de la réduction de l'indice des prix à la consommation du transport urbain en autobus et métro est pour sa part estimé à 0,08 %.

En terminant, soulignons la robustesse des résultats. D'abord, le passage de la deuxième à la troisième équation laisse inchangée la valeur des coefficients de régression. De plus, le R^2 demeure élevé à 0,64 et donc 64 % de la variation de proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale peut être expliquée sur la base du revenu médian des ménages, du prix de l'essence et de l'IPC du transport urbain en autobus et métro. En général, nos résultats valident donc nos hypothèses de départ.

Tableau 3.1
Résultats, estimations avec effets fixes²¹

(Variable dépendante : proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale)
(t de Student entre parenthèses)

Variable explicative	Équation 1	Équation 2	Équation 3
revenu	-0,08 (0,76)	-0,23** (2,30)	-0,23*** (2,70)
prix total	0,03 (0,32)		
prix		0,32*** (2,97)	0,32*** (3,99)
taxes		(0,00) (0,07)	
ipct	-0,08*** (3,28)	-0,08*** (3,24)	-0,08*** (3,41)
ratio valeur	0,02 (0,17)	0,06 (0,40)	
Constante	0,43	0,67	0,69
R ²	0,579	0,642	0,639
F de Fisher	6,11**	11,49***	19,61***
Nombre d'observations	57	57	57
Test du multiplicateur de Lagrange de Breush-Pagan	Hypothèse nulle: $\text{Var}(u) = 0$ Chi-carré calculé (1) = 86,02 Prob>chi-carré = 0,000		
Test d'Hausman	Hypothèse nulle: Pas de différences dans les coefficients Chi-carré calculé (4) = 24,92 Prob>chi-carré = 0,000		

***Significatif à 99 % – **Significatif à 95 % – *Significatif à 90 %.

²¹ Afin d'éviter un problème potentiel d'endogénéité, dans le modèle 1, nous n'introduisons pas la variable indépendante *population totale de la RMR* étant donné que la variable dépendante est la proportion de la population (totale) de la RMR vivant dans la ville centrale. Nous discutons de l'endogénéité plus en détails à l'annexe A.

3.2 Modèle 2 : variable dépendante : proportion de logements à faible densité

Le tableau 3.2 présente les résultats des modèles avec la proportion des logements à faible densité comme variable dépendante. Le test du multiplicateur de Lagrange de Breush-Pagan montre qu'il n'y a pas d'effets individuels et nous estimons donc avec les MCG sans effets fixes ou aléatoires. Dans l'équation 1, les coefficients des variables *population*, *revenu* et *prix total* sont statistiquement significatifs, tandis que les coefficients des variables *ipct* et *ratio valeur* ne le sont pas. Le signe du coefficient de la variable *population* est négatif, indiquant ainsi une relation inverse avec la variable dépendante. Or, nous avons émis l'hypothèse qu'une augmentation de la population totale de la RMR aurait pour effet d'accroître l'étalement urbain. Il faut dire, cependant, que cette hypothèse est basée sur la littérature de la modélisation économétrique avec laquelle la plupart des auteurs analysent la superficie d'une région urbaine. Toutefois, rappelons que Burchfield *et al.* (2006), qui avaient mesuré le pourcentage de terres non développées dans un kilomètre carré de développement résidentiel moyen de chaque région métropolitaine américaine, concluent que les villes dont la croissance de la population est relativement faible connaissent davantage d'étalement urbain. Selon nous, le signe négatif peut être expliqué par une certaine logique économique. En effet, l'effet d'une grande population (ou d'une population en croissance) peut être double : elle peut d'une part mener à de la densification (pressions foncières dans les zones déjà bâties, où l'on entasse plus de monde, donc construction à haute densité) et, en même temps, mener à de l'étalement (construction de résidences nouvelles dans les zones moins denses). Selon l'équilibre entre ces deux dynamiques qui ont lieu en parallèle, on peut observer : i) un étalement spatiale de la ville (plus de km^2) et une densification (logement / km^2) et ii)) un étalement et une baisse de la densité. En terme de logements, on pourrait voir soit une augmentation, soit une diminution du pourcentage de logements à faible densité. L'interprétation du signe du coefficient de la variable *population* devrait donc être faite dans une logique d'intensité plus ou moins grande de l'un ou l'autre de ces processus. Mais il est tout à fait possible d'observer densification et étalement si la population croît rapidement, surtout si une partie de cette nouvelle population s'entasse au centre (on suppose que si elle va en banlieue, elle occupera effectivement des habitations à plus faible densité).

Pour ce qui est des variables *revenu* et *prix total*, le signe des coefficients confirme nos hypothèses. En effet, le signe positif du coefficient de la variable *revenu* démontre que plus les revenus des ménages sont élevés, plus la proportion de logements à faible densité est grande et ainsi, il y a davantage d'étalement urbain. Tandis que le signe négatif du coefficient de la variable *prix total* indique une relation inverse avec le phénomène à l'étude. Par ailleurs, le R^2 est élevé à 0,85.

À partir de l'équation précédente, il est légitime de se demander quelle portion du prix total influence le plus la variable dépendante. Est-ce le prix sans taxes ou avec taxes ? L'équation 2 répond en partie à cette question, car le coefficient de la variable *taxes* n'est pas significatif. Toutefois, le modèle est estimé avec 48 observations et par conséquent, le degré de liberté est relativement faible. Donc, afin de rendre l'estimation plus juste et d'obtenir plus d'informations au sujet de l'effet des taxes, nous croyons légitime d'enlever la variable *prix*. Dans l'équation 3, cette fois-ci le coefficient de la variable *taxes* est négatif et statistiquement significatif au seuil de 90 %. Encore une fois, le signe des coefficients des variables respectent nos hypothèses. D'autre part, le R^2 a diminué ; toutefois, avec une valeur de 0,72, il demeure élevé.

Tableau 3.2
Résultats, estimations avec moindres carrés généralisés
 (Variable dépendante : proportion de logements à faible densité)
 (t de Student entre parenthèses)

Variable explicative	Équation 1	Équation 2	Équation 3
population	-0,17*** (9,91)	-0,17*** (10,97)	-0,15*** (6,92)
revenu	0,47** (2,40)	0,52** (1,99)	0,60* (1,82)
prix total	-1,28*** (4,67)		
prix		-1,19*** (6,32)	
taxes		-0,16 (1,57)	-0,26* (1,82)
ipct	-0,06 (1,07)		
ratio valeur	0,29 (1,20)		
Constante	2,77	1,63	-4,19
R²	0,851	0,840	0,716
F de Fisher	164,97***	45,52***	26,97***
Nombre d'observations	45	48	48
Test du multiplicateur de Lagrange de Breush-Pagan	Hypothèse nulle: $\text{Var}(u) = 0$ Chi-carré (1) calculé = 3,12 Prob>chi-carré = 0,0771		

***Significatif à 99 % – **Significatif à 95 % – *Significatif à 90 %.

3.3 Modèle 3 : variable dépendante : distance de navettage

Dans le modèle 3, la distance de navettage sert de variable dépendante. Le test d'Hausman nous apprend qu'il est préférable d'utiliser des effets aléatoires. La première équation du

tableau 3.3 montre que le coefficient des variables *revenu*, *prix total* et *ipct* n'est pas significatif. Cependant, celui de la variable *population* est positif et statistiquement significatif au seuil de 95 %. Donc, plus la population est élevée, plus les distances de navettage sont grandes favorisant ainsi l'étalement urbain. Brueckner et Fansler (1983), McGibany (2004), McGrath (2005), Song et Zenou (2006) et Wassmer (2008) ont tous conclu que l'augmentation de la population contribue à l'accroissement de la superficie des aires urbanisées.

Le coefficient de la variable *ratio valeur* est aussi positif et statistiquement significatif, au seuil de 90% toutefois. Ainsi, des valeurs moyennes des logements plus élevées dans la ville centre comparativement à l'ensemble de la RMR forcent les travailleurs à parcourir de plus longues distances afin de profiter des prix de logement avantageux en banlieue. Ces résultats appuient la théorie puisque Brueckner et Fansler (1983), McGibany (2004), McGrath (2005) et Wassmer (2008) avaient trouvé une corrélation négative entre l'étalement urbain et de hautes valeurs des rentes agricoles situées en banlieue. Néanmoins, les coefficients des variables *revenu*, *prix total* et *ipct* ne sont pas statistiquement significatifs. Cela peut être dû au faible nombre d'observations qui limite le nombre de degrés de liberté et par conséquent, il est difficile d'obtenir de bonnes estimations.

L'équation 2 estime le prix et les taxes séparément en considérant toutes les variables de contrôle. Comparativement à l'équation 1, le coefficient de la variable *population*, contrairement à *ratio valeur*, est toujours significatif. Du côté des variables d'intérêt, le coefficient de la variable *taxes* est statistiquement significatif, mais pas celui de la variable *prix*. Par ailleurs, le signe du coefficient de la variable *taxes* est négatif. Donc, plus les taxes sur l'essence sont faibles, plus les distances de navettage sont grandes permettant ainsi davantage d'étalement urbain. Ce qui confirme nos hypothèses. Finalement, le R^2 est relativement élevé à 0,52.

Tableau 3.3
Résultats, estimations avec effets aléatoires
 (Variable dépendante : distance de navettage) (Valeur z entre parenthèses)

Variable explicative	Équation 1	Équation 2
population	0,12** (2,26)	0,13*** (2,69)
revenu	0,10 (0,45)	-0,22 (0,93)
prix total	-0,28 (0,97)	
prix		0,17 (1,02)
taxes		-0,21** (2,00)
ipct	-0,06 (0,65)	-0,16 (1,43)
ratio valeur	0,25* (1,82)	0,16 (1,49)
Constante	0,79	3,29
R²	0,356	0,523
Wald chi-carré	122,06***	116,69***
Nombre d'observations	33	33
Test du multiplicateur de Lagrange de Breush-Pagan	Hypothèse nulle: $\text{Var}(u) = 0$ Chi-carré (1) calculé = 30,90 Prob>chi-carré = 0,000	
Test d'Hausman	Hypothèse nulle: Pas de différences dans les coefficients Chi-carré (5) calculé = 2,14 Prob>chi-carré = 0,8291	

***Significatif à 99 % -- **Significatif à 95 % -- *Significatif à 90 %.

3.4 Conclusion

Cinq points majeurs ressortent à la lumière de ces résultats. Premièrement, l'analyse des résultats démontre clairement une relation (négative) entre le prix de l'essence et l'étalement urbain dans les régions métropolitaines canadiennes. En effet, les variables *prix total* (modèle 2), *prix* (modèle 1 et 2), et *taxes* (modèle 3) sont statistiquement significatives. Ceci confirme notre hypothèse fondamentale de départ et permet à notre étude de contribuer significativement à la littérature.

Deuxièmement, il est intéressant de constater qu'il existe un lien entre les tarifs des transports en commun et l'étalement urbain. En effet, l'indice des prix à la consommation du transport urbain en autobus et métro est corrélé négativement avec la proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale. Donc, nous croyons que des politiques de bas tarifs peuvent encourager les gens à utiliser les transports en commun au détriment de la voiture et par le fait même, peuvent contribuer au renforcement des noyaux urbains des régions métropolitaines.²² Notons aussi que ce résultat est novateur et va à l'encontre de certaines études. Par exemple, Brueckner et Fansler (1983) et McGibany (2004) n'avaient pas trouvé de lien entre le pourcentage de navetteurs utilisant le transport en commun et l'étalement urbain.

Troisièmement, selon la façon dont l'étalement urbain est mesuré, la population totale est un facteur qui peut avoir des effets opposés. À titre d'illustration, il y a une relation positive entre la population et la distance médiane de navettage, tandis qu'elle est négative avec la proportion de logements à faible densité.

²² Plusieurs études dans le passé ont démontré que l'élasticité-prix des transports en commun est relativement faible et, par conséquent, qu'une baisse des tarifs n'entraîne qu'une hausse très faible du volume des usagers. C'est la réduction des temps de déplacements et l'amélioration des transports en commun qui exercent un effet de drainage sur la clientèle automobile. (O'Sullivan, 2007). C'est ce qui démontre d'ailleurs la très faible valeur du coefficient de régression (-0,08).

Quatrièmement, les coefficients de la variable *revenu* sont statistiquement significatifs dans les modèles 1 et 2 et démontrent que des hausses de revenus peuvent causer de l'étalement urbain, comme souvent démontré dans la littérature citée dans notre étude.

Finalement, le ratio *valeur moyenne des logements dans la ville centrale sur valeur moyenne des logements dans la RMR* n'est pas un facteur très déterminant de l'étalement urbain dans les régions métropolitaines canadiennes. En effet, le coefficient de régression de cette variable n'est significatif que dans la première équation du modèle 3.

3.5 Inférence statistique

L'analyse précédente a établi un lien clair entre le prix de l'essence et l'étalement urbain. Aussi, nous avons établi l'impact des variations du prix de l'essence relativement à d'autres facteurs. Dans les paragraphes qui suivent, nous discutons plus en détails de la capacité des hausses du prix de l'essence à ralentir l'étalement urbain.

Les tableaux 3.4, 3.5 et 3.6 présentent les changements attendus sur la moyenne des variables dépendantes suite à une augmentation de 10 % d'une variable explicative (en conservant tous les autres facteurs fixes. Notre but est de dégager des généralités. C'est pourquoi nous analyserons le prix de l'essence sans les taxes pour ce qui est des tableaux 6 et 7, et les taxes sur l'essence pour ce qui est du tableau 8.

Commençons par le tableau 3.4. Pour une augmentation de 10 % du prix de l'essence sans les taxes, nous prévoyons une croissance de 1,76 % dans la proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale, alors qu'une même augmentation du revenu médian des ménages et de l'IPC du transport urbain autobus et métro diminuerait la proportion de respectivement 1,27 % et 0,44 %.

Pour ce qui est du changement attendu dans la proportion de logements à faible densité dans les RMR suite à une augmentation de 10 % d'une variable explicative (tableau 3.5), elle est de -6,78 % par rapport au prix de l'essence sans les taxes, comparativement à 3,02 % et -0,91 % par rapport au revenu médian des ménages et à la population.

Enfin, les changements attendus dans la distance de navettage suite à une augmentation de 10 % des variables explicatives est de -0,15 km par rapport aux taxes sur l'essence (tableau 3.6), comparativement au ratio *valeur moyenne des logements dans la ville centrale sur valeur moyenne des logements dans la RMR* (0,18 km) et à la population (0,09 km).

Tout compte fait, nous considérons que l'effet du prix de l'essence est substantiel étant donné que dans un horizon de long terme, il est légitime de croire que le prix de l'essence va croître de plus de 10 %. Certes, d'autres facteurs peuvent contrebalancer son effet, notamment le revenu des ménages. Cependant, d'après nous, les revenus n'augmenteront pas aussi rapidement que le prix de l'essence. Il y aura alors une hausse du prix réel de l'essence. D'ailleurs, selon nos calculs à partir des données de Statistique Canada, entre 1986 et 2006, la croissance moyenne du revenu médian des ménages des 12 RMR a été de 7 %.

Aussi, la diminution de 0,15 km de la distance médiane de navettage suite à une augmentation de 10 % des taxes sur l'essence est selon nous importante. À titre indicatif, une diminution de 0,15 km par rapport à la moyenne des RMR (qui est de 7 km) correspond à une baisse de 2,14 %. C'est notable puisque si l'on calcule la moyenne des variations de la distance médiane de navettage entre 1996 et 2006, elle est de 3,75 %.

Bref, une augmentation substantielle du prix de l'essence fera amplement contreponds à d'autres facteurs comme le revenu des ménages et ce, à un point tel qu'on peut penser que cette hausse pourrait contribuer au ralentissement de l'étalement urbain.

Tableau 3.4
Changements attendus dans la proportion de la population de la RMR vivant
dans la ville centrale suite à une augmentation de 10 % des variables explicatives

Variable explicative augmentant de 10 %	Coefficient de régression	Changements attendus pour la moyenne des RMR (55%)
Revenu médian des ménages	-0,23	-1,27%
Prix de l'essence sans les taxes	0,32	1,76%
IPC - transport urbain en autobus et métro	-0,08	-0,44%

Tableau 3.5
Changements attendus dans la proportion de logements à faible densité dans
les RMR suite à une augmentation de 10 % des variables explicatives

Variable explicative augmentant de 10 %	Coefficient de régression	Changements attendus pour la moyenne des RMR (57%)
Population totale	-0,16*	-0,91%
Revenu médian des ménages	0,53*	3,02%
Prix total de l'essence	-1,28	-7,30%
Prix de l'essence sans les taxes	-1,19	-6,78%
Taxes sur l'essence	-0,26	-1,48%

* Moyenne des coefficients de régression qui sont significatifs à 90 %, 95 % et 99 %.

Tableau 3.6
Changements attendus dans la distance de navettage dans les RMR
suite à une augmentation de 10 % des variables explicatives

Variable explicative augmentant de 10 %	Coefficient de régression	Changements attendus pour la moyenne des RMR (7 km)
Population totale	0,13*	0,09 km
Taxes sur l'essence	-0,22*	-0,15 km
Valeur moyenne des logements dans la ville centrale	0,25	0,18 km

* Moyenne des coefficients de régression qui sont significatifs à 95 % et 99 %.

CONCLUSION

Plusieurs villes canadiennes présentent une forme urbaine que l'on associe au phénomène d'étalement urbain. Depuis longtemps, plusieurs économistes urbains expliquent ce phénomène à l'aide de modèles économétriques. Leurs travaux ont permis de dégager une multitude de facteurs expliquant cette forme urbaine dont les plus fondamentaux sont la population, le revenu, le coût de transport et la rente agricole.

Dans cette étude, nous nous sommes intéressés à ces facteurs et plus particulièrement au coût de transport privé. À ce sujet, une vaste littérature démontre que la diminution du coût de transport reflétée par la dépendance à l'automobile a accéléré l'étalement urbain. Par contre, le prix de l'essence en dollars constants n'a cessé de croître au fil des ans et pour certains, il est probable qu'il augmentera encore substantiellement dans un avenir rapproché. On pourrait donc croire que ceci aurait comme conséquence une diminution de la dépendance à l'automobile.

C'est dans cette optique que notre travail a analysé la relation empirique entre le prix de l'essence et l'étalement urbain dans les principales régions métropolitaines canadiennes. Pour ce faire, nous avons d'abord présenté une revue de la littérature dans laquelle nous avons discuté des diverses définitions de l'étalement urbain, des moyens de le mesurer et de le modéliser. Ceci nous a alors permis d'adapter certains travaux au cas canadien et d'apporter ainsi quelques changements pouvant servir à notre étude. Premièrement, l'étalement urbain est analysé à travers trois dimensions : la centralité, la densité et la proximité. Deuxièmement, des données longitudinales s'échelonnant sur 20 ans ont été employées, permettant finalement une analyse de régression de panel.

Bien que nos modèles économétriques impliquent certaines limites (voir point 2.5.3), les résultats obtenus contribuent à la littérature de trois principales façons. D'abord, nous démontrons l'existence claire d'une relation entre l'étalement urbain et l'indice des prix à la consommation du transport urbain en autobus et métro. Ensuite, nous démontrons que le prix de l'essence exerce une plus grande influence sur l'étalement urbain relativement à

d'autres facteurs comme le revenu des ménages et la population dans une région métropolitaine. Finalement, nos résultats établissent qu'une augmentation de 10 % du prix de l'essence : 1) hausserait la proportion de la population d'une région métropolitaine vivant dans la ville centrale de 1,76 %; (2) diminuerait de 6,78 % la proportion de logements à faible densité et (3) diminuerait de 0,15 km la distance médiane de navettage. En somme, nos résultats laissent présager qu'une augmentation considérable du prix de l'essence pourrait contribuer à ralentir l'étalement urbain.

En plus des résultats présentés plus haut, la présente étude pourra aussi nourrir la discussion au niveau des politiques publiques. Par exemple, une stratégie visant à maintenir des tarifs bas pour le transport collectif afin d'inciter les navetteurs à délaisser l'automobile, pourrait s'avérer profitable en permettant à une région métropolitaine de peupler son centre. De plus, au niveau des transports privés, certains prônent l'intervention de l'État lorsque les prix de l'essence augmentent considérablement. Or, un gouvernement désirant freiner l'étalement urbain, pourrait alors souligner le fait que ce dernier soit ralenti par une hausse substantielle du prix de l'essence. Dans le cas où les prix n'augmentaient pas substantiellement, la hausse des taxes sur l'essence pourrait aussi être une option.

Finalement, la présente étude pourrait être améliorée et aussi constituer un point de départ pour certaines recherches futures. Par exemple, le nombre d'observations pourrait être augmenté avec les années. Aussi, il serait intéressant d'utiliser d'autres mesures de centralité, de densité ou de proximité. Enfin, même si l'analyse multivariée avec données de panel est une contribution importante de la présente étude, cette méthodologie pourrait très bien être complétée avec d'autres approches dont par l'utilisation des SIG par exemple.

GLOSSAIRE

Distance de navettage. Distance, en kilomètres, entre la résidence du recensé et son lieu habituel de travail. Les emplacements du lieu de travail sont codés à un point géographique. Il s'agit du point représentatif d'un côté d'îlot, d'un îlot de diffusion, d'une aire de diffusion ou d'un point représentatif d'une subdivision de recensement. La distance de navettage est calculée en ligne droite du point représentatif du secteur d'un îlot résidentiel au point représentatif de l'emplacement du lieu de travail. Dans la plupart des cas, ce calcul sous-estime la distance de navettage, les travailleurs empruntant rarement un trajet qui réduit la distance à parcourir (par exemple un trajet en ligne droite) entre leur résidence et leur lieu de travail.

(Source : Statistique Canada : *Dictionnaire du recensement 2006* ;
<http://www12.statcan.ca/francais/census06/reference/dictionary/pop019.cfm>).

Région métropolitaine de recensement (RMR). Une région métropolitaine de recensement (RMR) est formée d'une ou de plusieurs municipalités adjacentes situées autour d'une grande région urbaine (appelée noyau urbain). Une RMR doit afficher une population d'au moins 100 000 habitants et le noyau urbain doit compter au moins 50 000 habitants. Pour être incluses dans une RMR, les autres municipalités adjacentes doivent présenter un degré d'intégration élevé avec la région urbaine centrale, lequel est déterminé par le pourcentage de navetteurs établi d'après les données du recensement sur le lieu de travail.

(Source : Statistique Canada : *Dictionnaire du recensement 2006* ;
<http://www12.statcan.ca/francais/census06/reference/dictionary/geo009.cfm>)

Subdivision de recensement (SDR). Une municipalité ou une région jugée équivalente à des fins statistiques (par exemple une réserve indienne ou un territoire non organisé). Le statut de municipalité est défini par les lois en vigueur dans chaque province et territoire au Canada.

(Source : Statistique Canada : *Dictionnaire du recensement 2006* ;
<http://www12.statcan.ca/francais/census06/reference/dictionary/geo012.cfm>).

Valeur du logement. Montant en dollars que s'attendrait à recevoir le propriétaire s'il vendait son logement. Il s'agit de la valeur du logement entier, y compris celle du terrain et de toute autre construction (comme un garage) sur la propriété. Si le logement qu'occupe le ménage est situé dans un immeuble qui en abrite plusieurs ou qui abrite aussi bien des espaces commerciaux et résidentiels appartenant tous au ménage, il faut estimer uniquement la valeur marchande du logement qu'habite le ménage.

(Source : Statistique Canada : *Dictionnaire du recensement 2006* ;
<http://www12.statcan.ca/francais/census06/reference/dictionary/dwe016.cfm>).

Ville centrale. La ville centrale (ou municipalité centrale) est délimitée par des critères administratifs ou politiques. La municipalité qui donne son nom à une région métropolitaine est la ville centrale et tous les autres villages, localités ou municipalités qui font partie de la région métropolitaine forment la banlieue. Au niveau de la cueillette des données à partir des recensements de Statistique Canada, la ville centrale fait référence à une subdivision de recensement (SDR).

(Inspiré de Turcotte, Martin, 2008, « L'opposition ville/banlieue : comment la mesurer ? », *Tendances sociales canadiennes*. Statistique Canada, no 11-008 au catalogue, hiver, p. 2 à 20).

ANNEXE A

NOTES MÉTHODOLOGIQUES

Limites géographiques des villes centrales

Les profils complets de toutes les subdivisions de recensement (villes centrales, municipalités en banlieue, etc.) dont les limites ont été abolies entre 1996 et 2006 inclusivement en raison notamment de nombreuses fusions municipales sont tenus compte par Statistique Canada grâce au tableau 95F0495XCB01010 (recensement de 2001) (<http://ivt.crepuq.qc.ca/recensements/recensement2001/recensPop2001.html>) ainsi qu'au fichier électronique 94-581-XCB2006010.ivt (recensement de 2006) (<http://ivt.crepuq.qc.ca/recensements/recensement2006/recensPop2006.html>).

Malgré cela, nous avons des données manquantes pour les RMR d'Halifax, d'Ottawa-Gatineau et de Toronto. Par conséquent, pour les variables *proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale* et *ratio valeur moyenne des logements dans la ville centrale sur la valeur moyenne des logements dans la RMR*, il y a un total de 57 observations au lieu de 60.

Proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale

Pour cette variable, nous avons conservé les mêmes limites géographiques des RMR à travers les années. Pour ce faire, le recensement de 1986 servait de base et les subdivisions de recensement qui sont incluses dans les recensements ultérieurs ne sont pas considérées. Par exemple, en 1986, Saint-Jérôme ne faisait pas partie de la RMR de Montréal, alors que c'est le cas depuis le recensement de 2001. La population de cette municipalité n'est donc pas considérée dans le calcul de la proportion.

Certains pourraient souligner qu'en agissant ainsi, nous introduisons un biais, car l'étalement urbain serait sous-estimé. Par exemple, en n'ajoutant pas la population de Saint-Jérôme à l'ensemble de la population de Montréal, cela rend la proportion vivant dans la ville centrale

plus élevée. Cependant, nous pensons que si nous tenions compte de la population de Saint-Jérôme, nous introduirions aussi un biais puisque les limites de la ville centrale ne changent pas dans le temps.

Par contre, comme il est illustré au tableau A.1, cette question semble plutôt secondaire étant donné les différences minimales entre les deux méthodes.

Tableau A.1
Différences statistiques entre les deux méthodes

MÉTHODE	MOYENNE	ÉCART-T.	MINIMUM	MAXIMUM
Limites géographiques fixées	55,21 %	27,63 %	14,46 %	95,08 %
Limites géographiques pas fixées	54,91 %	27,58 %	14,44 %	95,08 %

Proportion de logements à faible densité

La proportion de logements à faible densité est calculée à partir des logements (maisons individuelles, jumelées ou mobiles) occupés dans la RMR. Or, les données du recensement de 1986 ne sont pas compatibles avec les autres recensements étant donné que la catégorie « Maisons jumelées » est incluse dans la catégorie « Autre logement ». Ainsi, nous avons perdu 12 observations.

Prix de l'essence, revenu et valeur du logement

Le prix de l'essence, les taxes sur l'essence, le revenu médian des ménages et le ratio *valeur moyenne des logements de la ville centrale sur valeur moyenne des logements de la RMR* sont ajustés en dollar constant de 2002 à l'aide du tableau 326-0021 de Statistique Canada.

Indice des prix à la consommation du transport en commun en autobus et métro

Cet indice est disponible pour les provinces seulement et donc, pour une même année, plusieurs RMR afficheront la même valeur. C'est le cas, par exemple, des RMR de Québec et de Montréal. Dans le cas d'Ottawa-Gatineau, nous avons pris arbitrairement l'IPC de l'Ontario.

Variable de tendance temporelle

Tout comme McGrath (2005), nous avons considéré d'introduire une variable de tendance temporelle afin de capturer tous les autres facteurs pouvant contribuer dans le temps à l'étalement urbain. Par contre, nous avons dû éviter d'utiliser cette variable étant donné qu'elle créait des problèmes de multicollinéarité. Notamment, le coefficient de corrélation de Pearson entre l'indice des prix à la consommation du transport urbain en autobus et métro et la tendance temporelle est de 0,70.

Problème d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus

Dans le logiciel STATA 10, nous avons appliqué les options « robust » et « cluster » afin de corriger les problèmes potentiels d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus.

Problème d'endogénéité

Dans le cadre de nos modèles (voir tableau 3.1, 3.2 et 3.3), il serait très improbable que les liens de causalités soient renversés entre les variables dépendantes et indépendantes (ou endogènes et exogènes). Prenons le cas de notre variable d'intérêt, le prix de l'essence (prix total, prix avec ou sans taxes). Selon nous, les variables dépendantes (la proportion de la population de la RMR vivant dans la ville centrale, la proportion de logements à faible densité et la distance de navettage) sont des facteurs locaux n'influençant pas le prix de l'essence. En effet, le prix de l'essence est déterminé avant tout par le prix du pétrole brut qui est établi sur le marché mondial en fonction des variations de l'offre et de la demande. D'ailleurs, selon Ressources naturelles Canada,²³ la majeure partie des différences de prix entre le Canada et les États-Unis est attribuable aux taxes, lesquelles varient d'un État ou d'une province à l'autre et aux niveaux nationaux respectifs. À l'exception des taxes, les produits canadiens et américains affichent des prix semblables.

²³ <http://www.nrcan.gc.ca/eneene/sources/pripri/difdif-fra.php>.

Pour ce qui est des autres variables indépendantes comme la population totale de la RMR, le revenu médian des ménages ainsi que l'indice des prix à la consommation du transport urbain en autobus et métro, il est aussi peu probable qu'elles soient influencées par les variables dépendantes. Par exemple, selon toute vraisemblance, la proportion de logement à faible densité dans une RMR n'agit pas sur le revenu médian des ménages.

Par contre, même si cela est encore une fois improbable, il n'est pas 100% exclu que le lien de causalité soit renversé entre les variables *proportion de logements à faible densité* et *ratio valeur moyenne des logements de la ville centrale sur valeur moyenne des logements de la RMR*. En effet, la proportion de logements à faible densité est calculé en fonction du type de logement (maisons individuelles, jumelées ou mobiles). Or, la valeur moyenne des logements peut être influencée par le type de logement qui prédomine dans la RMR. Notons, toutefois, que cette variable n'est pas incluse dans les équations 2 et 3 du modèle 2.

ANNEXE B

INFORMATION SUR LES TAXES

Il y a deux types de taxes sur l'essence.

Taxe fixe

Le gouvernement fédéral impose une taxe d'accise de 0,10 \$ le litre sur l'essence et de 0,04 \$ le litre sur le carburant diesel. Les gouvernements provinciaux imposent aussi sur l'essence des taxes qui varient considérablement selon les provinces. Enfin, trois municipalités canadiennes (Vancouver, Victoria et Montréal) ajoutent respectivement des taxes de 0,06 \$, 0,035 \$ et 0,015 \$ sur le litre d'essence.

Taxe de vente

La taxe fédérale sur les produits et services (TPS) est de 5 % (sauf en Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick et à Terre-Neuve-et-Labrador où elle est remplacée par une taxe de vente harmonisée de 13 %). Au Québec, il y a une taxe de vente supplémentaire de 7,5 %. La TPS/TVH s'applique sur les coûts du pétrole brut, du raffinage et de la commercialisation, ainsi qu'aux marges connexes, à la taxe fédérale d'accise et aux taxes provinciales sur les carburants.

(Source : Ressources naturelles Canada :

<http://www.nrcan.gc.ca/eneene/sources/pripri/taxtax-fra.php>).

RÉFÉRENCES

- ALONSO, W. (1964), *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge, MA: HARVARD UNIVERSITY PRESS.
- BRUECKNER, J.K. et D.A. FANSLER (1983), « The Economics of Urban Sprawl: Theory and Evidence on the Spatial Size of Cities », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, pp. 479-482.
- BRUECKNER, J.K. (1987), « The Structure of Urban Equilibria: A Unified Treatment of the Muth-Mills Model », *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. II, pp. 821-845.
- BRUECKNER, J.K. et H. KIM (2003), « Urban Sprawl and the Property Tax », *International Tax and Public Finance*, vol. 10, pp. 5-23.
- BUNTING, T., P. FILION et PRISTON, H. (2002), « Density Gradients in Canadian Metropolitan Region, 1971-96: Differential Patterns of Central Area and Suburban Growth and Change », *Urban Studies*, vol. 39, pp. 2531-2552.
- BURCHFIELD, M., H.G. OVERMAN, D. PUGA et M.A. TURNER (2006), « Causes of Sprawl: A Portrait from Space », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. May, pp. 587-683.
- BUSSIÈRE, Y. et Y. DALLAIRE (1994), « Étalement urbain et motorisation : où se situe Montréal par rapport à d'autres agglomération ? », *Cahiers de géographie du Québec*, vol. 38, pp. 327-343.
- CHAPAIN, C. et M. POLÈSE (2000), « Le déclin des centres-villes : mythe ou réalité ? Analyse comparative des régions métropolitaines nord-américaines », *Cahiers de géographie du Québec*, vol. 44, pp. 303-324.
- FELSENSTEIN, D. (2002), « Do High Technology Agglomerations Encourage Urban Sprawl ? », *The Annals of Regional Science*, vol. 36, pp. 663-682.
- GALSTER, G., R. HANSON, M.R. RATCLIFFE, H. WOLMAN, S. COLEMAN et J. FREIHAGE (2001), « Wrestling Sprawl to the Ground : Defining and Measuring an Elusive Concept », *Housing Policy Debate*, vol.12, pp. 681-717.
- GORDON, P. et H. RICHARDSON (1996), « Employment Decentralization in U.S. Metropolitan Areas : Is Los Angeles an Outlier or the Norm ? », *Environment and Planning A*, vol. 28, pp. 1727-1743.

McDONALD, J.F. et D.P. McMILLEN (2000), « Employment Subcenters and Subsequent Real Estate Development in Suburban Chicago », *Journal of Urban Economics*, vol. 48, pp. 135-157.

HANSON, S. et G. GIULIANO (2004), *The Geography of Urban Transportation*, New York: GUILFORD PRESS.

McGIBANY, J.M. (2004), « Gasoline Prices, State Gasoline Excise Taxes, and the Size of Urban Areas », *Journal of Applied Business Research*, vol. 20, pp. 33-41.

McGRATH, D.T. (2005), « More Evidence on the Spatial Scale of Cities », *Journal of Urban Economics*, vol. 58, pp. 1-10.

MIESZKOWSKI, P. et E.S. MILLS (1993), « The Causes of Metropolitan Suburbanization », *The Journal of Economics Perspectives*, vol. 7, pp. 135-147.

MILLS, E.S. (1967), « An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan area », *American Economic Review and Proceedings*, vol. 57, pp. 197-210.

MILLS, E.S. (1972), *Urban Economics*, Glenview, Illinois: SCOTT FORESMAN.

MUTH, R.F. (1969), *Cities and Housing*, Chicago: UNIVERSITY OF CHICAGO PRESS.

NECHYBA, T. J. et WALSH, R.P. (2004), « Urban sprawl », *Journal of Economics*, vol. 4, pp. 177-200.

O'SULLIVAN, A. (2007), *Urban economics*, New York, The McGraw-Hill Companies.

SONG, Y. et G.J. KNAAP (2004), « Is Portland Winning the War on Sprawl ? », *Journal of the American Planning Association*, vol. 70, pp. 210-225.

SONG, Y. et Y. ZENOU (2006), « Property Tax and Urban Sprawl: Theory and Implications for US Cities », *Journal of Urban Economics*, vol. 60, pp. 519-534.

WASSMER, R.W. (2000), « Urban Sprawl in a U.S. Metropolitan Area : Ways to Measure and a Comparison of the Sacramento Area to Similar Metropolitan Area in California and the U.S. », *Graduate Program in Public Policy and Administration*, pp. i-18.

WASSMER, R.W. (2002), « Fiscalisation of Land Use, Urban Growth Boundaries and Non-central Retail Sprawl in the Western United States », *Urban Studies*, vol. 39, pp. 1307-1327.

WASSMER, R.W. (2006), « The Influence of Local Urban Containment Policies and Statewide Growth Management on the size of United States Urban Areas », *Journal of Regional Science*, vol. 46, pp. 25-65.

WASSMER, R.W. (2008), « Causes of Urban Sprawl in the United States: Auto Reliance as Compared to Natural Evolution, Flight From Blight, and Local Revenue Reliance », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 27, pp. 536-555.

WOOLDRIDGE, J. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT PRESS.